

2007/7

| Rapporter

| Reports

*Bente Halvorsen, Bodil M. Larsen
og Runa Nesbakken*

Simulering av husholdningenes elektrisitetsforbruk

Dokumentasjon og anvendelser av
mikrosimuleringsmodellen SHE

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the various research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, januar 2007
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 978-82-537-7137-3 Trykt versjon
ISBN 978-82-537-7138-0 Elektronisk versjon
ISSN 0806-2056

Emnegruppe
01.03.10

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå/36

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpig tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Desimalskilletegn	Decimal punctuation mark	.(,)

Sammendrag

Bente Halvorsen, Bodil M. Larsen og Runa Nesbakken

Simulering av husholdningenes elektrisitetsforbruk

Dokumentasjon og anvendelser av mikrosimuleringsmodellen SHE

Rapporter 2007/7 • Statistisk sentralbyrå 2007

Vi har utviklet en mikroøkonometrisk simuleringsmodell vi har kalt SHE (Simulering av Husholdningenes Elektrisitets- etterspørsel), basert på et utvalg av om lag 3500 husholdninger fra Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser. Formålet med denne rapporten er å dokumentere SHE-modellen, samt illustrere hvordan modellen kan anvendes til å svare på ulike spørsmål. I SHE-modellen er det mulig å simulere enkelthusholdningers elektrisitetsforbruk, for eksempel for å beskrive hvilke faktorer som er av betydning for husholdningenes elektrisitetsforbruk, eller analysere fordelingseffekter av ulike politikktiltak. Modellen kan også brukes til å beregne samlet etterspørsel og etterspørselsrespons for heterogene husholdninger aggregert på en teoretisk konsistent måte.

Prosjektstøtte: Norges forskningsråd (SAMSTEMT 2, Renergi), NVE, OED og Enova SF.

Innhold

1. Innledning og bakgrunn	7
2. Estimering av etterspørselsfunksjonene for elektrisitet.....	8
2.1. Data	8
2.2. Økonometrisk modell	10
2.3. Estimeringsresultater	12
3. Simulering av SHE	15
3.1. Simulering av elektrisitetsforbruket for enkelthusholdninger.....	15
3.2. Simulering av elastisiteter	16
4. Eksempler på simulering av SHE.....	18
4.1. Effekten på gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk av ulike faktorer	18
4.2. Beregning av aggregeringsfeilen.....	21
4.3. Varierer pris- og inntektselastisiteten med elektrisitetsprisen?	22
4.4. Markedsetterspørselen for husholdningene	24
5. Konklusjoner	26
Referanser.....	27
Vedlegg	
A. Oppsummering av aggregeringslitteraturen.....	29
B. Husholdningenes beslutningsproblem	30
C. Simulering av mikroelastisiteter	32
D. Simulering av makroelastisiteter	33
E. Diskusjon av kalibrering.....	36
F. Kilder til usikkerhet og mulige utvidelser av modellen.....	38
G. Utrekning av absolutt aggregeringsfeil	40
H. Limdep-program for estimering og simulering av SHE.....	41

Figurregister

3. Simulering av SHE

3.1. Illustrasjon av forbruksrespons av en prisendring i ulike punkter på husholdningens etterspørselskurve	15
---	----

4. Eksempler på simulering av SHE

4.1. Aggregerte pris- og inntektselastisiteter for elektrisitet for to ulike prisnivåer	22
4.2. Forbruksendring (i gjennomsnitt) ved en økning i prisen på 1 prosent. KWh	23
4.5. Aggregert inntektselastisitet for elektrisitet og gjennomsnittet av mikroelastisitetene i basispunkt og nytt punkt (hvor elektrisitetsprisen er økt med 20 øre/kWh)	23
4.3. Forbruksendring (i gjennomsnitt) ved en økning i inntekten på 1 prosent. KWh	23
4.4. Aggregert egenpriselastisitet for elektrisitet og gjennomsnittet av mikroelastisitetene i basispunkt og i nytt punkt (elektrisitetspris økt med 20 øre/kWh)	23
4.6. Aggregert egenpriselastisitet og gjennomsnittet av mikroelastisitetene ved 1 prosent og 1 øre økning i elektrisitetsprisen	24
4.7. Aggregert inntektselastisitet og gjennomsnittet av mikroelastisitetene ved 1 prosent og 100 kroner økning i inntekten	24
4.8. Markedsetterspørselsfunksjon for elektrisitet for husholdningssektoren. KWh per husholdning	25
4.9. Forbruksendring langs markedsetterspørselskurven ved én prosents økning i elektrisitetsprisen. KWh per husholdning	25
4.10 Egenpriselastisitet for elektrisitet langs markedsetterspørselskurven ved én prosents økning i elektrisitetsprisen	25

Tabellregister

2. Estimering av etterspørselsfunksjonene for elektrisitet

2.1. Deskriptiv statistikk, veid utvalg, 3511 husholdninger	9
2.2. Estimeringsresultater for elektrisitetsetterspørsel. kWh	11

4. Eksempler på simulering av SHE

4.1. Aggregerte pris- og inntektselastisiteter i SHE, 3511 husholdninger (basispunktet)	18
4.2. Bidrag til elektrisitetsforbruk fra oppvarmingsutstyr i SHE, kWh	19
4.3. Dekomponering av bidrag til elektrisitetsforbruk fra ulike forklaringsfaktorer i SHE, kWh	20
4.4 Egenpriselastisitet for elektrisitet ved økning i el-avgiften på 10 øre/kWh og inntektselastisitet ved 10 000 kr økning i inntekt. Gjennomsnitt av mikroelastisiteter og aggregerte elastisiteter	21

Vedlegg

F.1. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1993	38
F.2. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1994	38
F.3. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1995	38

1. Innledning og bakgrunn

Husholdningssektoren står for om lag en tredjedel av det samlede norske elektrisitetsforbruket, og det er derfor viktig å vite hvordan husholdningene samlet sett reagerer på politiske virkemidler iverksatt for eksempel for å redusere forbruket. Husholdningene er imidlertid svært heterogene med hensyn til boligtype, valg av oppvarmingsutstyr og andre faktorer som er bestemmende for elektrisitetsforbruket (se Halvorsen mfl., 2005a). Denne heterogeniteten gjør at forskjellige husholdninger vil reagere ulikt på en gitt endring i priser eller inntekt. Slike forskjeller i husholdningenes adferd fører til at estimeringer av pris- og inntektsrespons basert på aggregerte data ikke kan tolkes som rene adferdseffekter (Mas-Colell mfl., 1995). Årsaken er at makroparameterne inneholder struktureffekter i tillegg til adferd (Stoker, 1993). Disse struktureffektene skyldes både endringer i befolkningssammensetningen og at fordelingen av inntekt, priser og bolig- og husholdningskarakteristika endrer seg over tid, se Halvorsen og Larsen (2006) for en diskusjon. For å kunne tolke resultatene som pris- og inntektsrespons må man derfor, i tilfellet med heterogene husholdninger, estimere individuell etterspørselsrespons ved hjelp av mikrodata. Basert på resultatene fra slike estimeringer kan man beregne elastisiteter for enkelt-husholdninger, for ulike husholdningsgrupper eller for f.eks. "gjennomsnittshusholdningen". Dersom husholdningene er heterogene, vil mikroelastisiteten avvike fra elastisiteten til den aggregerte etterspørselen. Det gjør at man ikke uten videre kan bruke mikroøkonometriske resultater til å beregne aggregert forbruksendring (Denton og Mountain, 2001 og 2004, og Halvorsen, 2006). Dersom man bruker resultater fra mikro- eller makroøkonometriske analyser direkte, vil man i begge tilfeller få skjeve estimater for aggregert forbruk. Heterogeniteten i husholdningenes adferd medfører derfor en utfordring for empiriske politikkanalyser.

Det finnes to framgangsmåter for å finne et teoretisk konsistent estimat på den aggregerte forbruksendringen basert på mikroøkonometriske analyser. Ett alternativ er å beregne forbruksendringen til hver enkelt husholdning og så summere opp for hele sektoren. Dette innebærer at man må bygge en

mikrosimuleringsmodell. En slik metode dokumenteres i denne rapporten. Alternativt kan man, for en gitt funksjonsform, regne ut en matematisk formel for den aggregerte etterspørselen og etterspørselsendringen. En slik metode vil bli dokumentert i Halvorsen og Larsen (2007).

Vi har utviklet en mikroøkonometrisk simuleringsmodell vi har kalt SHE (Simulering av Husholdningenes Elektrisitetssetterspørsel). Modellen består av estimerte husholdningsspesifikke etterspørselsrelasjoner som danner grunnlaget for simuleringer av husholdningsspesifikt forbruk og forbruksendringer, som så kan summeres opp til aggregert forbruk og forbruksendring. I tillegg til å beregne konsistent aggregert forbruk og forbruksendring, kan SHE benyttes til å analysere ulike problemstillinger knyttet til husholdningenes elektrisitetsforbruk, som for eksempel i hvilken grad ulike faktorer påvirker husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet, hvordan elektrisitetsforbruk fordeler seg på grupper av husholdninger (inntekt, region, osv.) og hvordan ulike grupper av husholdninger påvirkes av ulike energipolitiske tiltak. Formålet med denne rapporten er å dokumentere SHE og illustrere hvordan modellen kan anvendes.

2. Estimering av etterspørselsfunksjonene for elektrisitet

Sentralt i SHE-modellen står et sett av estimerte husholdningsspesifikke etterspørselsligninger. Disse ligningene er estimert med utgangspunkt i utvalget av husholdninger i Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser for årene 1993-95. De husholdningsspesifikke etterspørselsligningene gjenspeiler at husholdningenes bruk av energi er nært knyttet til karakteristika ved boligen og husholdningen, som for eksempel beholdningen av, og kapasiteten på, oppvarmingsutstyret, areal, antall husholdningsmedlemmer og alderssammensetning. Slike karakteristika påvirker ikke bare nivået på forbruket, men også hvordan husholdningen kan tilpasse seg endringer i priser og inntekt. Dette skyldes ikke minst fordi beholdningen av, og kapasiteten på, ulike typer oppvarmingsutstyr varierer betraktelig mellom ulike husholdninger. Noen husholdninger kan bare bruke elektrisitet i oppvarmingen, mens andre kan varme opp hele eller store deler av boligen med flere typer oppvarmingsutstyr.

2.1. Data

Mikrodataene som er grunnlaget for SHE er basert på Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser med tilleggsspørsmål om energibruk og oppvarmingsutstyr, se Statistisk sentralbyrå (1996a) for mer informasjon om forbruksundersøkelsene. Til sammen inngår 3511 husholdninger for årene 1993, 1994 og 1995, satt sammen til ett datasett, i de økonometriske estimeringene. Forbruksundersøkelsen inneholder informasjon om de enkelte husholdningenes årlige utgifter til elektrisitet, parafin, fyringsolje og ved hentet fra avslutningsintervjuet, samt husholdningenes inntekt. I forbruksundersøkelsen omfatter utgiftstallene anskaffelse av energigoder med tanke på bruk i både bolig og fritidsbolig.¹

Forbruksundersøkelsen med tilleggsspørsmål inneholder også informasjon om hvilke typer oppvarmingsutstyr og elektriske apparater husholdningen har, karakteristika ved husholdningen og boligen (blant annet størrelsen på boligen, hustypen og antall husholdningsmedlemmer) og hvor stor del av boligen som kan varmes opp på kalde dager med ulike typer

oppvarmingsutstyr, dvs. kapasiteten på oppvarmingsutstyret.

Prisinformasjon for standard variabel husholdningstariiff er innhentet fra Norges vassdrags- og energidirektorat.² Samlet elektrisitetspris (kraft, nett og avgifter) er koblet mot husholdningene i utvalget etter bosted. Den observerte minimumsprisen på elektrisitet var 25 øre per kWh, mens den observerte maksimumsprisen var i underkant av 60 øre per kWh for husholdningene i utvalget (målt i 1995-kroner). Ved-, parafin- og fyringsoljepriser er beregnet som utgift dividert med fysisk mengde for husholdninger som har rapportert begge deler i forbruksundersøkelsen. For andre husholdninger benyttes gjennomsnitt av disse prisene i fylket de tilhører. Vi forutsetter at husholdninger som har fått ved eller hugget den selv, står overfor en alternativkostnad på ved som er lik markedspris. Vi har benyttet gjennomsnittlig pris på kjøpt ved for husholdninger på fylkesnivå som anslag på denne alternativkostnaden. Prisene for fyringsolje, parafin og ved er regnet om til pris per kWh nyttiggjort energi. Vi har forutsatt at virkningsgraden er 70, 75 og 65 prosent for henholdsvis fyringsolje, parafin og ved. Alle verdier for priser, inntekter og utgifter er regnet om til realstørrelser (1995-kroner).

Utetemperatur på månedsbasis for alle kommuner som er med i forbruksundersøkelsen er innhentet fra Meteorologisk institutt. Temperaturvariabelen som er benyttet i analysen er graddagstall gjennom vintermånedene (oktober til mars) og kobles etter bostedskommune. Graddagene er definert som summen av differansen mellom 17°C og gjennomsnittstemperaturen over døgnet for alle dager kaldere enn 17°C. Det innebærer at jo høyere graddagstall, jo lavere utetemperatur.

¹ Energiforbruk til driftsbygninger er ikke inkludert.

² Vi kjenner ikke kontraktstypen til hver enkelt husholdning i Forbruksundersøkelsen 1993-95. I 1998 hadde 90 prosent av husholdningene i Norge standard variabel kontrakt, og andelen var sannsynligvis minst like høy i 1993-95.

Tabell 2.1. Deskriptiv statistikk, veid utvalg, 3511 husholdninger

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Elektrisitetsforbruk (kWh)	19805	10879	0	89149
Elektrisitetspris (1995-øre/kWh)	44	4,1	25	59
Pris olje til kamin (1995-øre/kWh nyttiggjort)	48	6,9	5	123
Pris olje til sentralfyr (1995-øre/kWh nyttiggjort)	39	5,7	0,3	76
Vedpris (1995-øre/kWh nyttiggjort)	52	15,4	1	154
Bruttoinntekt (1995-kr)	308416	227827	95	8950900
Enpersonhusholdning (andel)	0,4	0,5	0	1
Antall personer	2,4	1,4	1	12
Antall barn under 20 år	0,6	1,0	0	10
Boligareal (m ²)	114	54,9	12	550
Leier (andel)	0,4	0,5	0	1
Hytte (andel)	0,2	0,4	0	1
Enebolig (andel)	0,5	0,5	0	1
Blokk (andel)	0,2	0,4	0	1
Våningshus (andel)	0,1	0,3	0	1
Eier kjøleskap og/eller kombiskap (andel)	0,96	0,2	0	1
Eier vaskemaskin (andel)	0,9	0,3	0	1
Eier oppvaskemaskin (andel)	0,5	0,5	0	1
Eier tørketrommel (andel)	0,4	0,5	0	1
Eier fryseboks og/eller kombiskap (andel)	0,9	0,3	0	1
Eier komfyr (andel)	0,9	0,2	0	1
Graddager (1000)	3,0	0,4	2	4
Hovedoppvarming elektrisitet (andel)	0,6	0,5	0	1
Kun elektrisk oppvarming (andel)	0,2	0,4	0	1
Antall elektriske ovner	4,7	3,0	0	30
Antall rom med varmekabler	1,2	1,7	0	12
Mulighet for å bruke parafin (andel)	0,2	0,4	0	1
Mulighet for å bruke fyringsolje (andel)	0,04	0,2	0	1
Antall vedovner	0,9	1,0	0	11
Kapasitet elektrisk oppvarming (0, 1, 2, 3, 4)	2,1	1,5	0	4
Kapasitet oljeoppvarming (0, 1, 2, 3, 4)	0,4	0,9	0	4
Felles sentralfyr (andel)	0,04	0,2	0	1
Sentralfyr med olje (andel)	0,03	0,2	0	1
Sentralfyr med elektrisitet (andel)	0,03	0,2	0	1
Fritak for el-avgift og mva (andel)	0,02	0,1	0	1
Flyttet i løpet av året (andel)	0,1	0,2	0	1

Summarisk statistikk for sentrale variable i SHE-modellen er gitt i tabell 2.1. Sammensetningen av husholdninger i utvalget avviker fra populasjonen. Blant annet er andelen små husholdninger underrepresentert i utvalget relativt til i populasjonen (se diskusjonen i vedlegg F). Husholdningsvekter som korregerer for husholdningsstørrelse (jf. tabell F.1 i vedlegg F) er derfor benyttet i beregningen av statistikken.

Vi ser av tabell 2.1 at det veide gjennomsnittlige forbruket av elektrisitet til husholdningene i dette utvalget i disse tre årene (1993-95) er drøyt 19 800 kWh per år. Det uveide gjennomsnittsforbruket i utvalget er imidlertid en del høyere (22 860 kWh). Sammenligner vi forbrukstallene i utvalget med tall fra Elektrisitetsstatistikken (Statistisk sentralbyrå, 1996b) ligger elektrisitetsforbruk per husholdning for disse årene mellom 18 000 og 19 000 kWh per år (gjennomsnittsforbruket over disse årene er i overkant av 18 500 kWh per år).³ Vi ser også av tabellen at minimums-

konsumet av elektrisitet er *null*. Det skyldes at om lag 2,5 prosent av husholdningene er registrert med null utgift til elektrisitet. Det er flere årsaker til dette, blant annet at elektrisitetsutgifter inngår i husleie eller dekkes av arbeidsgiver. I estimeringene er disse husholdningene ikke inkludert i beregningen av egenskapene til elektrisitetsetterspørselen.

Vi ser videre at det er store variasjoner mellom husholdningene i hvor mye elektrisitet som brukes og i faktorer som påvirker elektrisitetsforbruket. For eksempel er det gjennomsnittlige avviket fra gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk (målt ved standardavviket) over 50 prosent av gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk. Spredningen i prisfordelingene er imidlertid langt mindre, selv om differansen mellom minimums- og maksimumsprisen er stor også her. Vi ser også at spredningen i inntekt er stor, med et standardavvik på mer enn 2/3 av gjennomsnittsinntekten.⁴ Også for boligareal, antall elektriske varmeovner, antall

³ Se tabell F4 i Bøeng (2005).

⁴ Inntektsbegrepet som er brukt er bruttoinntekt som er koblet på Forbruksundersøkelsen fra Ligningsregisteret.

personer i husholdningen (for å nevne noen) finner vi stor heterogenitet. For flere av variablene er standardavviket større enn gjennomsnittet, som for eksempel kapasiteten på det oljebaserte oppvarmingsutstyret, antall rom med varmekabler og antall barn under 20 år. All denne spredningen i de ulike variablene gjør spennvidden for elektrisitetsforbruket svært stort. Den detaljerte informasjonen om hver enkelt husholdning i utvalget gir mulighet til å estimere individuell adferd i husholdningenes energiforbruk som følger av forskjeller i oppvarmingsutstyr og andre karakteristika ved husholdning og bolig. På bakgrunn av heterogeniteten vil vi forvente store forskjeller i hvordan ulike husholdninger bruker elektrisitet, og derfor forskjeller i hvordan de reagerer på pris- og inntektsendringer, ikke bare i nivået på forbruket.

2.2. Økonometrisk modell

Den enkelte husholdning antas å maksimere nytten av sitt konsum med hensyn på alle goder (q_j^h), gitt husholdningens realinntekt (x^h) og realpriser på alle goder (p_j^h) og gitt karakteristika ved husholdningen og boligen (θ^h), dvs. at vi antar prisfast kvantumstilpassing i SHE. Siden ikke alle husholdninger har mulighet til å konsumere alle goder, dette gjelder spesielt energigoder, antar vi at husholdningen på kort sikt kun optimerer over de godene den har mulighet til å konsumere (J^h). Dette gir konsumet som funksjon av priser, inntekt og andre karakteristika (for mer informasjon om denne modellen, se vedlegg B). Vi har følgende stokastiske spesifikasjon av det årlige elektrisitetsforbruket for en husholdning h :

$$(2.1) \quad q_i^h = \delta_i^h + \left[\alpha_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \gamma_{ij}^h \ln(p_j^h) OE_j^h + \beta_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} + \lambda_i \ln(p_i^h) + \varepsilon_i^h$$

hvor \ln betegner den naturlige logaritmen. Ligning 2.1 gir den husholdningsspesifikke etterspørselsstrukturen i SHE. Det første leddet (δ_i^h) er den lineære effekten av husholdnings- og boligkarakteristika på elektrisitetsforbruket (konstantledd), og gir en beskrivelse av hvordan disse karakteristikaene påvirker spredningen i nivået på elektrisitetsforbruket mellom ulike grupper av husholdninger. De to neste leddene er ikke-lineære og fanger opp heterogeniteten i hvordan elektrisitets- etterspørselen i ulike husholdningsgrupper varierer med inntekt og priser. Det første av de to ikke-lineære leddene har en lignende struktur som etterspørselsrelasjonen i en AIDS-modell (se Deaton og Muellbauer, 1980 for en beskrivelse av AIDS-modellen). Parameterne α_i^h , γ_{ij}^h og β_i^h har ingen rene tolkninger, men vil inngå i ligningene for husholdningenes pris- og inntektsfølsomhet, dvs. at man beregner

forbruksrespons og elastisiteter basert på bl.a. de estimerte verdiene på disse parameterne og λ_i . Vi

forutsetter at restleddet ε_i^h er normalfordelt med forventning lik null, og med en varians som kan variere mellom husholdninger avhengig av ulike karakteristika, dvs. at restleddene er heteroskedastiske (se Greene, 1993 for en diskusjon). Funksjonen for standardavviket til restleddet er gitt i ligning 2.2 nedenfor.

For å sikre at kun priser på goder husholdningen har mulighet til å konsumere inngår i forbruksligningen til den enkelte husholdning, multipliseres alle priser med en dummyvariabel OE_j^h som indikerer om husholdningen har mulighet for å konsumere gode j eller ikke. Siden dummyen er null dersom husholdningen ikke har mulighet til å konsumere godet, faller alle priser på goder en husholdning ikke har mulighet til å konsumere ut av etterspørselsfunksjonen til denne husholdningen.

For å beskrive heterogeniteten i husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet har vi modellert SHE slik at etterspørselsstrukturen er unik for hver husholdning. Dette gjøres ved at parameterne α_i^h , γ_{ij}^h , β_i^h , σ_i^h og

δ_i^h varierer med ulike karakteristika ved husholdningen (n, f, k, r og s), som for eksempel antall husholdningsmedlemmer, hustype, oppvarmingsutstyr, inntekt og priser (se tabell 2.2 for hvilke variable som inngår i de ulike parameterne):⁵

$$(2.2) \quad \begin{aligned} \alpha_i^h &= \alpha_0^i + \sum_{n=1}^N \alpha_n^i \theta_n^h, \\ \gamma_{ij}^h &= \gamma_0^{ij} + \sum_{f=1}^F \gamma_f^{ij} \theta_{jf}^h, \\ \beta_i^h &= \beta_0^i + \sum_{k=1}^K \beta_k^i \theta_k^h, \\ \delta_i^h &= \delta_0^i + \sum_{r=1}^R \delta_r^i \theta_r^h, \\ \sigma_i^h &= \sigma_0^i + \sum_{s=1}^S \sigma_s^i \theta_s^h. \end{aligned}$$

Denne etterspørselsstrukturen inneholder flere ikke-lineære ledd, og det er vanskelig å si noe om egenskapene til denne etterspørselsfunksjonen uten å simulere modellen.

⁵ En lignende metode for å beskrive heterogenitet i pris- og inntektsderivate er tidligere benyttet av for eksempel Blundell mfl. (1993).

Tabell 2.2. Estimeringsresultater for elektrisitetsetterspørsel. kWh

	Koeffisient	Standardavvik	p-verdi
Konstantleddet (δ_1), funksjon av:			
Konstant	41749	6531	0,0000
Boligens nettoareal (m ²)	40	3	0,0000
Enebolig (1,0)	1649	252	0,0000
Mulighet for å benytte parafin (1,0)	-1605	435	0,0002
Mulighet for å benytte fyringsolje (1,0)	-5301	868	0,0000
Mulighet for å benytte ved (1,0)	1511	585	0,0098
Hovedoppvarming elektrisitet (1,0)	1600	272	0,0000
Antall elektriske ovner	325	38	0,0000
Antall rom med varmekabler	583	73	0,0000
Antall vedovner	-1207	232	0,0000
Felles sentralfyr (1,0)	-3932	698	0,0000
Egen sentralfyr med elektrisitet og ev. andre energibærere (1,0)	2741	488	0,0000
Sum kapasitet av olje- og vedutstyr (0,1,2,3,4)	-249	90	0,0056
Eier vaskemaskin (1,0)	974	307	0,0015
Eier oppvaskmaskin (1,0)	1001	230	0,0000
Eier tørketrommel (1,0)	1103	230	0,0000
Eier fryseboks og/eller kombiskap (1,0)	523	341	0,1254
Eier komfyr (1,0)	1663	428	0,0001
Antall personer (kvadratroten)	3316	375	0,0000
Alder hovedbidragsyter	21	7	0,0017
Har hytte (1,0)	1330	241	0,0000
Har flyttet siste år (1,0)	-823	306	0,0071
Leier boligen (1,0)	-1401	262	0,0000
	41749	6531	0,0000
Konstantleddet til budsjettandelen (α_1), funksjon av:			
Konstant	5973	9165	0,5146
Bor i blokkleilighet (1,0)	-9248	3054	0,0025
Parameteren for elektrisitetspris (γ_{11}), funksjon av:			
Konstant	542	2261	0,8106
Kun elektrisk oppvarming	-503	202	0,0127
Bor i våningshus (1,0)	4170	1314	0,0015
Stor total oppvarmingskapasitet og gode substitusjonsmuligheter (1,0)	201	114	0,0783
Parameteren for pris på olje til kamin (γ_{12}), funksjon av:			
Konstant	-580	548	0,2900
Antall graddager	258	161	0,1088
Kapasitet på elektrisk oppvarmingsutstyr (0,1,2,3,4)	180	49	0,0003
Parameteren for pris på olje til sentralfyr (γ_{13}), funksjon av:			
Konstant	408	285	0,1514
Parameteren for pris på ved (γ_{14}), funksjon av:			
Konstant	58	367	0,8738
Inntektsdesil	-61	33	0,0597
Antall vedovner	400	84	0,0000
Hovedoppvarming vedfyring (1,0)	-295	139	0,0337
Parameteren for inntekt i 10 000 kr (β_1), funksjon av:			
Konstant	-1680	712	0,0182
Bor i våningshus (1,0)	-3782	1331	0,0045
Bor i blokkleilighet (1,0)	1618	873	0,0638
Antall inntektstakere	166	64	0,0096
Parameteren for logaritmen til egenprisen (λ_1):			
Ln(elektrisitetspris (øre/kWh))	-10838	1692	0,0000
Standardavvik (σ_1), funksjon av:			
Konstant	-314670	2062	0,0000
Antall personer	3001	674	0,0000
Boligens nettoareal	341	19	0,0000
Kapasitet på oljebasert oppvarmingsutstyr (0,1,2,3,4)	-5646	1091	0,0000

2.3. Estimeringsresultater

Estimeringsresultater fra analyser som er basert på utvalgsundersøkelser er ikke nødvendigvis representative for husholdningssektoren. Vi har derfor veid estimeringene med husholdningsstørrelse (se diskusjon i avsnitt 2.1 og vedlegg F). Estimeringene er foretatt ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsmetoden nærmere beskrevet i vedlegg B og H.

Resultatene fra estimeringen av husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet ($i=1$) er gjengitt i tabell 2.2.⁶ Estimeringsresultatene for elektrisitetsforbruket viser hvordan parameterne for konstantledd, priser og inntekt avhenger av ulike forklaringsfaktorer (se ligning 2.1 og 2.2). Parameterne gir den partielle effekten av en variabel på elektrisitetsforbruket, alt annet likt. Standardavviket til elektrisitetsforbruket er ikke konstant, men avhenger av ulike forklaringsfaktorer. Parameterne i den estimerte sammenhengen for standardavviket gjengis i siste del av tabellen.

Effekten av heterogenitet i

konstantleddet (δ_1)

Parameterne for heterogeniteten i konstantleddet måler den direkte effekten på elektrisitetsforbruket målt i kWh (nivået). Alle disse effektene gjelder alt annet likt. For eksempel vil store husholdninger i gjennomsnitt ha større areal enn mindre husholdninger. Disse effektene er det korrigert for, slik at vi får en nettotolkning av effekten av en variabel (se for eksempel Wonnacott og Wonnacott, 1979 for mer informasjon om brutto- og nettoeffekter i multiple regresjonsligninger). Effekten av husholdningsstørrelse er derfor å tolke som den veide gjennomsnittlige effekten på elektrisitetsforbruket for husholdningene i utvalget av å ha et ekstra medlem i husholdningen, alt annet likt. Videre er ikke en enkelt forklaringsvariabels totale effekt på elektrisitetsforbruket lett å lese ut av tabellen, siden noen forklaringsvariable kan ha både en direkte effekt på forbruket (gjennom konstantleddet δ_i^h) og én eller flere indirekte effekter på forbruket via heterogeniteten i pris- og inntektsresponsen mellom ulike husholdninger (for eksempel effekten av husholdninger som bor i blokk). Nedenfor gir vi derfor kun en omtale av effektene via konstantleddet. I kapittel 4.1 ser vi nærmere på de totale effektene på forbruket av slike variable ved hjelp av simuleringer.

Vi ser av tabell 2.2 at elektrisitetsforbruket reduseres med antall vedovner (1207 kWh per ovn) mens det øker med boligens areal (40 kWh/m²), kvadratroten av antall husholdningsmedlemmer (3316 kWh per "kvadratroten av antall personer"), antall elektriske ovner (325 kWh per ovn), antall rom med varmekabler

(583 kWh per rom) og alder på hovedperson (21 kWh per år). Elektrisitetsforbruket er høyere for husholdninger som bor i enebolig (1649 kWh) enn for husholdninger i andre boligtyper (inkludert flermannsboliger), har hovedoppvarming basert på elektrisitet (1600 kWh), har egen sentralfyr med elektrisitet (2741 kWh) og har mulighet for å benytte vedfyring (1511 kWh). At elektrisitetsforbruket er høyere hos husholdninger med muligheter for vedfyring enn i andre husholdninger skyldes trolig at denne variabelen samvarierer med uobserverbare forhold som øker elektrisitetsforbruket. Eksempler på slike forhold kan for eksempel være at andelen med mulighet for vedfyring er høyere i eldre boliger og at vedfyringsmuligheter er mer utbredt i deler av landet med kaldt klima. Siden ikke alle husholdninger som har muligheten til å bruke ved benytter seg av denne muligheten, vil slike forhold kunne skape tilsynelatende motstridende resultater. Vi har ikke tilstrekkelig informasjon i data til å identifisere hva denne effekten skyldes.

Vi ser også at elektrisitetsforbruket reduseres med muligheten for å benytte andre energibærere. Husholdninger med mulighet for å benytte parafin eller fyringsolje har henholdsvis 1605 kWh og 5301 kWh lavere elektrisitetsforbruk enn husholdninger som ikke har slike muligheter. Husholdninger med felles sentralfyr har et lavere elektrisitetsforbruk enn andre husholdninger (3932 kWh). Den negative effekten på elektrisitetsforbruket for husholdninger med felles sentralfyr skyldes at disse husholdningene bruker mindre elektrisitet til oppvarming av boligen sammenlignet med andre husholdninger. En viktig årsak er at felles fyringsutgifter ofte er inkludert i husleia, og er derfor ikke registrert som utgifter til energigoder i Forbruksundersøkelsen. En diskret variabel som indikerer hvor stor samlet kapasitet husholdningen har på olje- og vedbasert utstyr (dvs. en indikasjon på substitusjonsflaten), viser en negativ effekt på elektrisitetsforbruket når kapasiteten på alternativt oppvarmingsutstyr øker (-249 kWh for hvert trinn på variabelen). Kapasitetsvariabelen angir hvor stor andel av boligen det alternative utstyret kan varme opp på en kald vinterdag. Variabelen starter på 0 og øker med 25 prosentpoeng for hvert trinn. Det betyr at husholdninger som har gode muligheter for substitusjon i oppvarmingen av boligen bruker mindre elektrisitet enn andre husholdninger, alt annet likt.

Husholdninger som eier vaskemaskin, oppvaskmaskin, tørketrommel, fryseboks/kombiskap og komfyr har høyere elektrisitetsforbruk enn husholdninger som ikke eier slike apparater (henholdsvis 974, 1001, 1103, 523 og 1663 kWh). I gjennomsnitt bruker m.a.o. husholdninger som eier en vaskemaskin 974 kWh mer enn husholdninger som ikke har slik maskin. Den estimerte effekten for et apparat er en *partiell* effekt, alt annet likt. Den kan derfor ikke tolkes som formålsfordeling

⁶ Vi har forsøkt en rekke variable i estimeringene. Vi har valgt kun å inkludere variable med signifikante effekter på 10 prosents nivå. Ett unntak er variabelen "eier komfyr", som er tatt med for å få den iterative estimeringsalgoritmen til å konvergere.

av elektrisitetsforbruket (se også diskusjon i avsnitt 4.1). Årsaken er at den *totale* effekten på forbruket av å ha vaskemaskin vil, i tillegg til de *partielle* effektene, også inneholde effektene av bl.a. husholdningsstørrelse og -sammensetning i den grad disse faktorene påvirker husholdningenes bruk av vaskemaskin. Antall personer i husholdningen bidrar med 3316 kWh per "kvadrat-roten av antall personer". Vaskemaskinen brukes mer jo flere personer det er i husholdningen. Antall husholdningsmedlemmer vil imidlertid også ha innvirkning på bruken av andre elektriske apparater og bruk av varmtvann, i tillegg til effektene på bruk av vaskemaskiner. Hvor mye av estimatet for husholdningsstørrelsen som skyldes heterogenitet i bruken av vaskemaskin vet vi ikke. Slike effekter vil vi også ha for boligens nettoareal og boligtype, siden behovet for blant annet oppvarming vil variere med boligens størrelse og om husholdningen bor i blokk eller enebolig.

Husholdninger som har hytte bruker mer elektrisitet (1330 kWh) enn andre husholdninger fordi elektrisitetsforbruket til fritidsboliger er inkludert i forbruks-tallene. Dette er et gjennomsnitt over alle fritidsboliger, også hytter som ikke har innlagt elektrisitet og hytter som brukes lite. Husholdninger som har flyttet siste år, og som dermed er registrert med forbruk for en kortere periode enn ett år, har et lavere registrert forbruk (823 kWh) enn andre husholdninger som er målt gjennom hele året. Denne variabelen er en ren korreksjonsvariabel som er med for å sikre at slike forhold ikke påvirker estimatet fra andre variable. Husholdninger som leier bolig har et lavere forbruk (1401 kWh) enn andre husholdninger, alt annet likt. Det kan delvis skyldes at utgifter til elektrisitet er inkludert i husleia for enkelte husholdninger, og er dermed ikke registrert som energiutgifter i forbruksundersøkelsen.

Effekten av heterogenitet i pris- og inntektskoeffisientene

Vi har forutsatt heterogenitet i alle koeffisienter for pris og inntekt, jf. ligning (2.2). De fleste av disse koeffisientene har ingen direkte tolkning, og for enkelte av dem har heller ikke fortegnet en umiddelbar tolkning (se for eksempel Halvorsen mfl. 2005a, for en tolkning av de ulike parameterne i en AIDS-modell). Dette skyldes at de multipliseres med ikke-linære pris- og inntektsendringer (se andre ledd i ligning 2.1), noe som gjør at de ikke kan tolkes uavhengig av hverandre. Vi vil imidlertid gi noen tolkninger av heterogeniteten i disse koeffisientene.

I en AIDS-modell angir α_1 konstantleddet i budsjettandelsligningen. Tabell 2.2 viser at effekten av å det å bo i blokk på budsjettandelen for elektrisitet er negativ. Det vil si at husholdninger som bor i blokkleiligheter har en lavere budsjettandel for elektrisitet enn andre husholdninger, alt annet likt.

Koeffisienten foran egenprisen (γ_{11}) indikerer hvor følsomt husholdningens elektrisitetsforbruk er med hensyn til endringer i elektrisitetsprisen i det andre leddet i ligning (2.1). Jo høyere denne positive koeffisienten er, jo mer prisfølsom er husholdningen for en gitt inntekt. Husholdningenes følsomhet for endring i elektrisitetsprisen via dette leddet er lavere for husholdninger som kun har elektrisk oppvarming enn for andre husholdninger. Videre er prisfølsomheten høyere for husholdninger som bor i våningshus og for husholdninger som har både en høy total-kapasitet på oppvarmingsutstyret og forholdsvis stor kapasitet på oppvarmingsutstyr som bruker olje og/eller ved enn for andre husholdninger. Denne gruppen vil ha relativt større muligheter for substitusjon i energiforbruket til oppvarming enn andre husholdninger.

Kryssprisindeffektene er beregnet for husholdninger med positivt forbruk av elektrisitet og mulighet for å bruke de energivarene som får prisendring. Jo høyere verdi på koeffisienten, jo mer prisfølsomt er forbruket. Vi ser at elektrisitetsetterspørselens følsomhet overfor endringer i prisen på olje til kaminer (γ_{12}) er høyere i områder med lav utetemperatur og dersom kapasiteten på oppvarmingsutstyr basert på elektrisitet er høy. Estimering av effekten av prisen på olje til sentralfyr på elektrisitetsforbruket (γ_{13}) ga ingen signifikante effekter for variable utover konstantleddet. Ser vi på hvordan elektrisitetsforbruket endres ved endringer i vedprisen, øker prisfølsomheten med antall vedovner mens den reduseres dersom husholdningen har ved som hovedoppvarming. Husholdninger i de høyeste inntektsgruppene har en lavere følsomhet i elektrisitetsetterspørselen ved endringer i vedprisen enn husholdninger i andre inntektsgrupper med vedfyringsmulighet.

Til slutt ser vi på hvordan elektrisitetsforbruket endres med inntekten i det andre leddet i ligning (2.1), dvs. hvor mye husholdningen endrer elektrisitetsforbruket ved en endring i inntekten. Husholdninger i våningshus har en lavere inntektsfølsomhet, mens husholdninger i blokk har en høyere inntektsfølsomhet enn andre husholdninger. Inntektsfølsomheten øker også med antall inntektstagere i husholdningen.

I tillegg til pris- og inntektseffektene i andre ledd i ligning (2.1) har vi inkludert et logaritmisk prisledd. Vi finner at elektrisitetsforbruket reduseres med elektrisitetsprisen (-10838 kWh per ln(øre/kWh)). Dette kommer i tillegg til de priseffektene som ligger i det andre leddet i ligning (2.1), og koeffisienten kan derfor ikke tolkes separat. Den totale effekten av egenprisen på elektrisitetsforbruket må derfor simuleres (se avsnitt 4.1 for slike beregninger). Vi klarer ikke å identifisere noe heterogenitet i denne koeffisienten.

Spredning i elektrisitetsforbruket

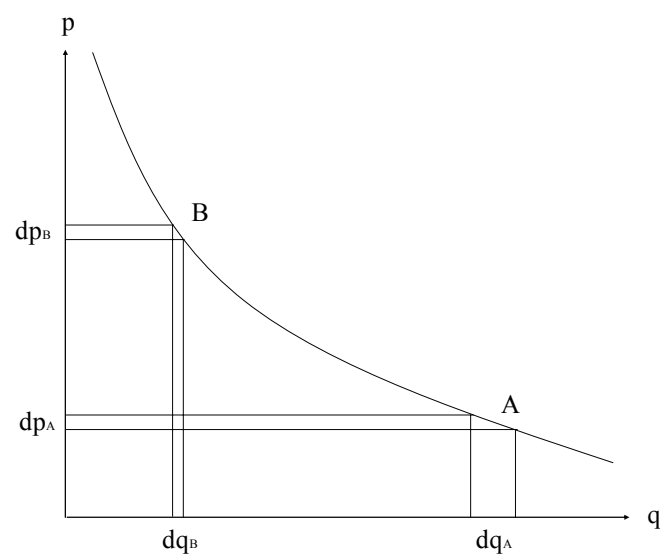
I estimeringene har vi åpnet for at ulike grupper av husholdninger kan ha ulik spredning i elektrisitetsforbruket, avhengig av karakteristika ved husholdningene (heteroskedastisitet, se diskusjon av ligning 2.2). Resultatene viser at variasjonen i elektrisitetsforbruket øker med husholdningsstørrelse og boligareal, mens den avtar med høy kapasitet på oppvarmingsutstyr basert på parafin og/eller fyringsolje. Det siste kan skyldes at husholdninger med høy kapasitet på oljebasert oppvarmingsutstyr (sentralfyr) bruker lite elektrisitet til oppvarming og at variasjonen i elektrisitetsforbruket til husholdningsapparater er lavere enn variasjonen i elektrisitetsforbruket til oppvarming.

3. Simulering av SHE

For å simulere elektrisitetsforbruket til de enkelte husholdningene i utvalget bruker vi resultatene fra de økonometriske estimeringene til å beregne elektrisitetsforbruket for hver enkelt husholdning. På grunn av all heterogeniteten i etterspørselsstrukturen (se tabell 2.2) vil vi ha tilnærmet én unik etterspørselsstruktur for hver husholdning. En simulering kan gjøres i ulike punkter (O) på etterspørselskurven, enten for de observerte verdier på forklaringsvariablene (heretter kalt basispunktet) eller for andre verdier:

$q_i^{hO} = q_i^h(p_1^{hO}, p_2^{hO}, p_3^{hO}, p_4^{hO}, x^{hO}; \theta^{hO})$. Det innebærer at modellen kan simuleres for alle kombinasjoner av priser og inntekt. Den kan også simuleres for endringer i husholdningskarakteristika, for et annet utvalg av husholdninger enn det modellen er estimert på. I denne rapporten vil vi heretter konsentrere oss om simuleringer av endringer i priser og inntekt. I det følgende forutsetter vi derfor at variablene som angir bolig- og husholdningskarakteristika (θ) ikke endres mellom punktene, dvs. at vi foretar simuleringene for et gitt utvalg av husholdninger.

Figur 3.1. Illustrasjon av forbruksrespons av en prisendring i ulike punkter på husholdningens etterspørselskurve



Figur 3.1 illustrerer egenskapene til etterspørselen i to ulike punkter på etterspørselskurven etter en endring i egenprisen. I figuren har vi antatt en konveks individuell etterspørselsfunksjon. Figuren viser hvordan etterspørselsresponsen (dq) varierer mellom to punkter på etterspørselskurven ($O = A$ og B). Punktet A angir husholdningens elektrisitetsforbruk i et år med lav elektrisitetspris, mens punktet B angir forbruket i et år med høy pris, f.eks. vinteren 2002/2003, da realprisen på elektrisitet var 23 øre per kWh høyere enn i vårt basispunkt (1993-95).⁷ Vi ser av figuren at i punktet B er etterspørselsresponsen målt i kWh betydelig lavere enn i punktet A ($dq_A > dq_B$) for samme endring i prisen ($dp_A = dp_B$). Hvilket av punktene som har størst elastisitet er avhengig av det relative forholdet mellom pris og forbruk i de to punktene, i tillegg til denne forbruksendringen. Generelt vil både elastisiteten og forbruksendringen variere langs kurven, avhengig av funksjonsform. I tilfellet hvor etterspørselsfunksjonen er lineær vil imidlertid forbruksendringen være konstant langs kurven, mens elastisiteten varierer. I tilfellet når elastisiteten er konstant langs kurven vil forbruksendringen variere. Funksjonsformen er derfor viktig, siden den legger restriksjoner på mulighetsområdet for resultatene.

3.1. Simulering av elektrisitetsforbruket for enkelthusholdninger

De økonometriske estimeringene er foretatt i "ett punkt", dvs. for verdier som er observert i perioden vi estimerer på. Prediksjoner med utgangspunkt i estimeringer forutsetter at estimeringene av etterspørselsstrukturen gjelder i *alle* punkter. Vi forutsetter at det "sanne" forbruket av energitype i for husholdning h i alle punkter O kan tilnærmes ved hjelp av følgende funksjon:

⁷ Se Halvorsen og Nesbakken (2003) for en diskusjon av hvordan økningen i elektrisitetsprisen mellom basisårene og vinteren 2002/2003 er beregnet.

(3.1)

$$q_i^{hO} = \delta_i^h + \left[\alpha_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \gamma_{ij}^h \ln(p_j^{hO}) OE_j^h + \beta_i^h \ln(x^{hO}) \right] \frac{x^{hO}}{p_i^{hO}} + \lambda_i \ln(p_i^{hO}) + \varepsilon_i^{hO}$$

Vi forutsetter videre at restleddet har forventning lik null for alle punkter (O), slik som restleddet i estimeringene ($O = b$). Den predikerte verdien på forbruket av energitype i for husholdning h i punktet O er gitt ved (se også vedlegg B):

(3.2)

$$\hat{q}_i^{hO} = \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^{hO}) OE_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^{hO}) \right] \frac{x^{hO}}{p_i^{hO}} + \hat{\lambda}_i \ln(p_i^{hO})$$

,

$$\text{hvor } \hat{\gamma}_{ij}^h = \hat{\gamma}_0^{ij} + \sum_{f=1}^F \hat{\gamma}_f^{ij} \theta_{jf}^h, \quad \hat{\beta}_i^h = \hat{\beta}_0^i + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^i \theta_k^h,$$

$$\hat{\alpha}_i^h = \hat{\alpha}_0^i + \sum_{n=1}^N \hat{\alpha}_n^i \theta_n^h \quad \text{og} \quad \hat{\delta}_i^h = \hat{\delta}_0^i + \sum_{r=1}^R \hat{\delta}_r^i \theta_r^h.$$

θ_f , θ_k , θ_m og θ_r er variable som beskriver ulikhetene mellom husholdninger når det gjelder pris- og inntektsfølsomhet og nivået på elektrisitetsforbruket. Topp-skrift $\hat{}$ indikerer estimerte og predikerte verdier. Vi bruker ligning (3.2) til å simulere forbruket til enkelthusholdninger i ulike punkter på etterspørselskurven. Dette innebærer at vi har en deterministisk (dvs. ikke stokastisk) modell og at vi ikke kalibrerer (se diskusjon i vedlegg E). Feilprediksjonen i basispunktet for husholdningenes elektrisitetsforbruk er 5,4 kWh per husholdning i SHE, noe som utgjør 0,03 prosent av observert gjennomsnittsforbruk. Modellen gir dermed en god gjengivelse av gjennomsnittsforbruket selv om vi velger å ikke kalibrere modellen på enkelthusholdningsnivå.

3.2. Simulering av elastisiteter

SHE gir mulighet til å studere flere typer elastisiteter, både pris- og inntektselastisiteter for hver enkelt husholdning i ethvert punkt på etterspørselskurven (dvs. for ulike prisnivåer) og ulike aggregerte elastisiteter. Vi vil heretter kalle elastisitetene for enkelthusholdninger for mikroelastisiteter og ethvert konsistent aggregat for flere husholdninger for makroelastisiteter. Mikro- og makroelastisitetene kan beregnes for husholdningenes faktiske elektrisitetspriser (i basispunktet) og under forutsetning av andre priser. For bedre å kunne ta stilling til hvilke typer elastisiteter som passer best for ulike formål, vil vi i de

neste avsnittene diskutere de teoretiske egenskapene til de ulike elastisitetene.

Mikroelastisiteter

Mikroelastisiteter i SHE beregnes ved å ta forholdet mellom prosentvis endring i simulert forbruk og prosentvis endring i pris- eller inntekt. For å eksemplifisere vil vi se på den simulerte egenpriselastisiteten til husholdning hs etterspørsel etter gode i i punkt O , som er gitt ved (se vedlegg C for definisjoner av inntekts- og krysspriselastisiteter):

$$(3.3) \quad e_{ii}^{hO} = \frac{\Delta \hat{q}_i^{hO}}{\Delta p_i^{hO}} \frac{p_i^{hO}}{\hat{q}_i^{hO}}.$$

Egenpriselastisiteten kan beregnes i alle punkter på de individuelle etterspørselskurvene, dvs. for et tilfelle hvor elektrisitetsprisen varierer mellom husholdningene (som f.eks. i basispunktet), eller man kan simulere under en forutsetning av at alle husholdninger står overfor den samme elektrisitetsprisen. Slike simuleringer kan gjøres for hver enkelt husholdning, for "medianhusholdningen" og for "gjennomsnittshusholdningen" i utvalget. Pris- og inntektsendringene kan være gitt i et fast beløp (f.eks. en økning i forbruksavgiften på elektrisitet) eller som en prosentvis endring i prisen (f.eks. som følge av endring i merverdiavgift), og de kan være marginale eller store.

Makroelastisiteter

Makroelastisitetene beregnes ved å summere de simulerte forbruksendringene og det simulerte forbruket hver for seg for å beregne den prosentvise endringen i aggregert forbruk relativt til prosentvis pris- eller inntektsendring. Makroelastisitetene kan beregnes under forutsetning av at alle husholdninger står overfor ulike priser (heretter kalt aggregerte elastisiteter) eller under forutsetning av at alle husholdninger står overfor de samme prisene (heretter kalt markedselastisiteter).⁸

Vi skal først se på definisjonen av den aggregerte egenpriselastisiteten, som er beregnet under forutsetning av at husholdningene kan stå overfor ulike priser. Som diskutert i avsnitt 2.1, avviker sammen-setningen av husholdninger i utvalget fra sammen-setningen i populasjonen (se også diskusjonen i vedlegg F). Vi veier derfor husholdningene med

⁸ Strengt tatt kan vi bare si noe om etterspørselen til husholdningene, ikke samlet etterspørsel for alle sektorer. Vi har likevel valgt å bruke betegnelsen markedssetterspørsel. Dersom kraftprisen (eksklusive avgifter) varierer mellom ulike husholdninger (for gitt kontraktstype og tidspunkt), står man enten overfor ulike lokale kraftmarkeder eller så skapes disse forskjellene av imperfeksjoner i markedet. Vi vil ikke gå nærmere inn på denne diskusjonen her, bare konstatere at det er mulig å simulere ulike scenarier avhengig av problemstilling.

husholdningsspesifikke vekter, v^h .⁹ Den aggregerte egenpriselasititeten i punkt O er gitt ved (se detaljer i vedlegg D):

$$(3.4) \quad e_{ii}^{AO} = \frac{\sum_h \Delta \hat{q}_i^{hO} v^h}{\sum_h \Delta p_i^{hO} v^h} \frac{\sum_h p_i^{hO} v^h}{\sum_h \hat{q}_i^{hO} v^h}.$$

Vi tar med andre ord ikke gjennomsnittet av elastisitetene til alle husholdningene i utvalget når vi beregner aggregerte elastisiteter (se diskusjon nedenfor av hvorfor et slikt gjennomsnitt er skjevt), men summerer opp alle størrelser før vi beregner en elastisitet. På den måten kan vi beregne en konsistent aggregert elastisitet i tilfellet hvor både priser, prisderiverte og inntektsderiverte varierer mellom husholdninger.

Markedselasitetene kan være av interesse dersom problemstillingen er å finne elastisiteter for en felles etterspørselskurve for husholdningene som skal brukes i en markedsmodell. Elastisitetene til markedsetter-spørselen kan beregnes ved å beregne den veide summen av simulert forbruk og forbruksendring når vi antar at alle husholdninger står overfor *de samme prisene*. Egenpriselasititeten til markedsetter-spørselskurven for husholdningene er gitt ved:

$$(3.5) \quad e_{ii}^{MO} = \frac{\sum_h \Delta \hat{q}_i^{hO} v^h}{\Delta p_i^O} \frac{p_i^O}{\sum_h \hat{q}_i^{hO} v^h}.$$

Denne beregnes med andre ord på tilsvarende måte som for de aggregerte elastisitetene. Forskjellen ligger i at simuleringene er gjort under forutsetning av like priser for alle husholdningene.

Sammenligning av mikroelastisitet og makroelastisitet

For å vise hvorfor heterogenitet fører til aggregeringsproblemer, vil vi sammenligne ligningene for gjennomsnittet av elastisitetene for alle husholdningene (gjennomsnittet av mikroelastisitetene i ligning 3.3) og den aggregerte elastisiteten (makroelastisiteten i ligning 3.4).¹⁰ For å rendyrke poenget tar vi husholdningsvektene, v^h , ut av ligningene. Disse vektene er kun med for å korrigere utvalget i forhold til populasjonen, og har ingenting med aggregeringsproblemet å gjøre. Vi utelater også punktindikatoren (O), igjen for å rendyrke aggregeringspoenget. Vi får da:¹¹

(3.6)

$$\bar{e}_{ii} = \frac{1}{H} \sum_h \frac{\Delta \hat{q}_i^h}{\Delta p_i^h} \frac{p_i^h}{\hat{q}_i^h} \neq \frac{\frac{1}{H} \sum_h \Delta \hat{q}_i^h}{\frac{1}{H} \sum_h \Delta p_i^h} \frac{\frac{1}{H} \sum_h p_i^h}{\frac{1}{H} \sum_h \hat{q}_i^h} = e_{ii}^A,$$

dvs. at gjennomsnittet av mikroelastisitetene avviker fra makroelastisiteten. For at gjennomsnittet av mikroelastisitetene skal være lik den aggregerte elastisiteten, må alle husholdningene stå overfor like priser ($p_i^h = p_i$ for alle h i ligning 3.6) og ha samme prisrespons ($\Delta \hat{q}_i^h = \Delta \hat{q}_i$ for alle h i ligning 3.6). Så lenge husholdningene er heterogene i sin pris- og inntektsrespons eller de står overfor ulike priser på godet, kan vi derfor ikke bruke gjennomsnittet av mikroelastisitetene som et anslag på den aggregerte elastisiteten. Dette er essensen i aggregeringsproblemet diskutert i vedlegg A. Den matematiske årsaken er at summen til et produkt ikke er lik produktet av summene. Den numeriske forskjellen mellom elastisitetene i ligning (3.6) illustrerer størrelsen på aggregeringsfeilen. Denne kan vi simulere ved hjelp av SHE.

⁹ Vi bruker samme vekt som i beskrivelsen av dataene og i estimeringene.

¹⁰ Tilsvarende gjelder for en sammenligning mellom ligningene (3.3) og (3.5) i tilfellet hvor alle husholdningene står overfor like priser.

¹¹ Siden elastisiteter er ubenevnte kan vi multiplisere med $1/H$ i teller og nevner til den aggregerte elastisiteten i ligning (3.4) for å få

en elastisitet for gjennomsnittsforkbruket til gjennomsnittspriser og gjennomsnittlig prisendring.

4. Eksempler på simulering av SHE

Vi vil nå gi eksempler på hvordan vi kan bruke SHE til å analysere ulike problemstillinger. Dataene vi bruker i simuleringseksempelene er de samme som det er estimert på (se avsnitt 2.1).

4.1. Effekten på gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk av ulike faktorer

Som nevnt i avsnitt 2.3 kan vi ikke tolke alle koeffisientene for forklaringsvariable direkte, både på grunn av ikke-linearitetene i funksjonsformen og fordi variablene kan inngå i flere av leddene. I dette avsnittet bruker vi modellen til å simulere effektene på gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk av endringer i de ulike forklaringsvariablene, dvs. hvordan ulike typer husholdninger med ulike husholdningskarakteristika, bidrar til gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk. I tillegg simulerer vi hvordan pris- og inntektselastisitetene varierer med typen oppvarmingsutstyr og størrelsen på pris- og inntektsendringen.

Pris- og inntektselastisiteter

Tabell 4.1 viser egenpriselastisiteter, krysspris-elastisiteter og inntektselastisiteter for den aggregerte etterspørselen simulert i basispunktet i SHE (se ligning 3.4 for en definisjon). Vi ser av tabellen at krysspris-elastisitetene er positive og små, også for de fleste undergruppene av husholdninger. Det betyr at energibærerne er alternativer til elektrisitet i oppvarmingen. Når vi ser på husholdningene samlet ("alle husholdninger" i tabellen), finner vi at krysspris-elastisiteten er høyest for parafin (e12) og lavest for fyringsolje (e13). Det betyr at husholdningene reagerer mest, i form av endring i elektrisitetsforbruket, på

endringer i parafinprisen. Tabellen viser også at krysspris-effektene på elektrisitetsforbruket av endring i prisen på en annen energibærer er betydelig større for husholdninger som har mulighet til å bruke energibæreren som har steget i pris (markert med kursiv i tabellen) enn for alle husholdningene. Denne forskjellen er mindre jo større andel av husholdningene som kan bruke godet. Årsaken er at krysspris-elastisitetene kun er definert for husholdninger som kan bruke godet, slik at forbruksendringen blir lik null for husholdninger som ikke kan bruke godet. Krysspris-elastisiteten for effekten av vedpris på elektrisitetsforbruket (e14) er for eksempel tilnærmet lik for alle husholdninger (0,003) og for husholdninger med mulighet for å bruke vedfyring (0,004), fordi mange husholdninger har mulighet til å bruke ved.

Den direkte priselastisiteten for elektrisitet er -0,57 ved én prosents økning i prisen i basispunktet, mens elastisiteten blir -0,45 ved 50 prosent økning i prisen og -0,82 ved 50 prosent reduksjon i prisen. Endringene i elastisitetene på +/- 50 prosent er ikke symmetriske i forhold til endringen på én prosent. At det blir en utflating i elastisiteten ved store prisøkninger (vi har konvekse, men ikke symmetriske etterspørselskurver), har sammenheng med at det er grenser for hvor mye husholdningene kan redusere forbruket. Jo høyere prisnivået er i utgangspunktet, jo mindre rom er det for ytterligere reduksjoner i forbruket siden man først reduserer den delen av forbruket det er forbundet lavest kostnader ved å redusere.

Tabell 4.1. Aggregerte pris- og inntektselastisiteter i SHE, 3511 husholdninger (basispunktet)

Endring i pris eller inntekt:	Dir. priseffekt		Krysspris-effekter		Inntektseffekt
	e11	e12	e13	e14	E1
+ 1 %, alle husholdninger	-0,566	0,005	0,001	0,003	0,064
+ 1 %, mulighet for parafin/oljeovn (837 husholdninger)	-0,615	0,020	0,000	-0,001	0,125
+ 1 %, mulighet for sentralfyr m/olje (155 husholdninger)	-0,671	0,003	0,019	0,003	0,130
+ 1 %, mulighet for ved (2807 husholdninger)	-0,559	0,005	0,001	0,004	0,085
+ 50 %, alle husholdninger	-0,452				0,054
- 50 %, alle husholdninger	-0,822				0,079

1=elektrisitet, 2=parafin, 3=fyringsolje, 4=ved.

Vi ser også at elektrisitet er et strengt nødvendighetsgode, siden inntektselastisiteten (korrigert for utstyrs-beholdning, boligkapital osv.) er mindre enn 1 og nær 0. Det gjelder i alle grupper og for alle endringer i inntekten, selv om det er en del variasjon i de ulike talleksemlene. En økning eller reduksjon i inntekten med 50 prosent gir tilnærmet symmetriske utslag på inntektselastisiteten. Inntektselastisiteten er mer avhengig av hvilke oppvarmingsmuligheter husholdningene har enn om elastisiteten beregnes for en liten eller stor endring i inntekten. Inntektselastisiteten er tilnærmet dobbelt så stor for de som har mulighet til å bruke oljeprodukter sammenlignet med elastisiteten for alle. Disse har en større inntektsfølsomhet i forbruket selv om gjennomsnittlig forbruk og inntekt er tilnærmet lik i de to gruppene. For egenpriselastisiteten er det motsatt, ved at størrelsen på prisendringen påvirker elastisiteten mer enn når man ser på elastisiteten i ulike husholdningsgrupper med ulik beholdning av oppvarmingsutstyr, selv om oppvarmingsutstyret også har en viss effekt på egenpriselastisiteten.

Effekter på gjennomsnittsforbruket av oppvarmingsutstyret

Mange av variablene som gir informasjon om oppvarmingsporteføljen er nært knyttet sammen, for eksempel variabelen for hvor mange vedovner man har og kapasiteten på vedutstyret. Dersom vi betrakter et scenario hvor den ene endres gir det ikke mening å holde den andre uendret. Vi har derfor simulert de simultane effektene av endringer i variable som er nært knyttet sammen, som helhetlige scenarier. Det første scenariet er at ingen har vedutstyr, men at olje- og elektrisk oppvarmingsutstyr er som observert. I dette scenariet er muligheten for ved, antall vedovner og dummyvariabel for ved som hovedoppvarming satt lik null i simuleringen. I tillegg er totalkapasiteten på alternativt oppvarmingsutstyr satt lik oljekapasiteten, fordi vedkapasiteten er satt lik null (se tabell 4.2). Det andre scenariet er at ingen har oljeoppvarmingsutstyr, men at ved- og elektrisk oppvarmingsutstyr er som observert. Det siste scenariet er at ingen husholdninger har alternativer til elektrisitet i oppvarmingen.

Tabell 4.2. Bidrag til elektrisitetsforbruk fra oppvarmingsutstyr i SHE, kWh

	Predikert elektrisitetsforbruk	Differanse mellom elektrisitetsforbruk i scenariene og utgangssituasjonen
Alle husholdninger	21686	
Scenario 1: Ikke vedutstyr	21730	45
Ingen mulighet for ved	20345	-1340
- konstantleddet	20594	-1092
- kryssprisleddet	21437	-249
Ingen vedovner	21682	-3
- konstantleddet	20548	-1137
- kryssprisleddet	22820	1134
Ingen med ved som hovedoppvarming (kryssprisleddet)	21839	153
Ingen med stor totalkapasitet og subst.muligheter (egenprisleddet)	21559	-127
Kapasitet er lik oljekapasitet, dvs. vedkapasitet lik null (konstantleddet)	22064	378
Scenario 2: Ikke oljeutstyr	21798	113
Ingen mulighet for parafin	21657	-28
- konstantleddet	22054	368
- kryssprisleddet	21289	-397
Ingen mulighet for fyringsolje	21848	162
- konstantleddet	21903	217
- kryssprisleddet	21630	-55
Ingen med stor totalkapasitet og substitusjonsmuligheter	21559	-127
Kapasitet er lik vedkapasitet	21791	106
Scenario 3: Kun elektrisk oppvarmingsutstyr	22466	781
Ingen mulighet for parafin	21657	-28
- konstantleddet	22054	368
- kryssprisleddet	21289	-397
Ingen mulighet for fyringsolje	21848	162
- konstantleddet	21903	217
- kryssprisleddet	21630	-55
Ingen mulighet for ved	20345	-1340
- konstantleddet	20594	-1092
- kryssprisleddet	21437	-249
Ingen vedovner	21682	-3
- konstantleddet	20548	-1137
- kryssprisleddet	22820	1134
Alle har el. hovedoppvarming	22267	582
Ingen med stor totalkapasitet og substitusjonsmuligheter	21559	-1279
Ingen kapasitet for olje og ved	22748	1062

Tabell 4.3. Dekomponering av bidrag til elektrisitetsforbruk fra ulike forklaringsfaktorer i SHE, kWh

	Predikert elektrisitetsforbruk	Bi-drag	Bi-drag, %
Basis	21686		
Variable satt lik 0:			
Vaskemaskin	20805	880	4,1
Oppvaskmaskin	21213	473	2,2
Tørketrommel	21290	396	1,8
Fryser	21206	480	2,2
Komfyr	20114	1572	7,2
Enebolig	20832	854	3,9
Hytte	21395	290	1,3
Flyttet	21729	-44	-0,2
Leier	22196	-510	-2,4
Boligareal	17185	4501	20,8
Antall husholdningsmedlemmer	16797	4889	22,5
Alder hovedinntektstaker	20717	969	4,5
Energipriser, inntekt, oppvarmingsutstyr, graddager, våningshus og blokk	14750	6936	31,0
SUM	21686	100	

Resultatene fra disse simuleringene er gjengitt i tabell 4.2. Resultatene er framkommet ved at variable som er relatert til scenariet settes lik null. Dette gir de partielle bidragene fra disse variablene. I første kolonne beskrives hvilke variable som settes lik null i simuleringen, og hvilke ledd i ligningen effektene kommer fra. I den andre kolonnen angis simulert gjennomsnittsförbruk under forutsetning av at denne variabelen er lik null. I siste kolonne angis forskjellen mellom simulert gjennomsnittsförbruk før og etter at de respektive variablene settes lik null. I tabellen har vi gjengitt effektene av hver enkelt variabel og total-effekten av at alle variablene i scenariet settes lik null (uthevet skrift). Enkelte variable inngår flere steder i etterspørselsfunksjonen. I tabellen er delkomponentene angitt i kursiv. I tabellen vil summen av de ulike bidragene ikke være lik den totale effekten av scenariet. Årsaken ligger i de ikke-lineære elementene til etterspørselsstrukturen (se ligningene 2.1 og 2.2, samt diskusjonen rundt tabell 4.3).

Tabell 4.2 viser at den samlede betydningen av annet oppvarmingsutstyr enn elektrisk er relativt liten sett i forhold til gjennomsnittlig simulert elektrisitetsforbruk (3,6 prosent dersom ingen har noen alternativer til elektrisitet). Resultatene fra scenario 1, hvor alle variable knyttet til ved settes lik null, viser at elektrisitetsforbruket øker med 45 kWh. Resultatene fra scenario 2, hvor alle variable knyttet til olje settes lik null, viser en økning i gjennomsnittlig simulert elektrisitetsforbruk med 113 kWh, mens scenario 3, med kun elektrisitet, fører til en økning i elektrisitetsforbruket med 781 kWh i gjennomsnitt. Sammenligner vi resultatene fra scenario 1 og 2, ser vi at oljeforbruket betyr mer enn vedforbruket i forhold til å være et

alternativ til elektrisitet. Vi ser også at kombinasjonen av de to betyr mer enn summen av de to enkeltvis.

De små utslagene skyldes at selv de som har alternativer til elektrisitet i oppvarmingen bruker i gjennomsnitt mye elektrisitet til oppvarming. Dette kan bl.a. skyldes at elektrisitet er billig relativt til andre energibærere i basisperioden slik at mange bruker elektrisitet i oppvarmingen selv om de har alternativer tilgjengelig. I tillegg vil de ulike bidragene "slå hverandre i hjel". Vi ser at noen variable som nulles ut trekker i retning av økt elektrisitetsforbruk (for eksempel vedkapasitet og ved som hovedoppvarming i scenario 1), mens andre trekker i retning av redusert elektrisitetsforbruk (f.eks. ingen mulighet for ved i scenario 1). Dette tyder på at ulike variable fanger opp ulike forhold ved forbruket. For eksempel bruker de husholdningene som er registrert med ved som hovedoppvarmingskilde og stor kapasitet på vedoppvarmingsutstyret mindre elektrisitet enn andre, slik at elektrisitetsforbruket øker når vi simulerer at ingen har ved som hovedoppvarmingskilde. På den annen side reduseres elektrisitetsforbruket i simuleringen uten vedovner og tilfellet uten mulighet for vedfyring. En årsak til dette er at mange husholdninger benytter ved som tillegg til elektrisitet, f.eks. som peiskos.

Effekter på forbruket av andre forklaringsfaktorer

Årsaken til at vi ikke kan summere internt i tabell 4.2 er at etterspørselsfunksjonene ikke er lineære og at flere variable påvirker det samme leddet. For å kunne summere må vi dekomponere bidragene fra de enkelte leddene i ligning (2.1) på lineær form. Resultatene fra en slik simulering er gjengitt i tabell 4.3, som illustrerer hvor mye de ulike forklaringsfaktorene betyr for gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk, simulert partielt i SHE. Bidragene er beregnet som differansen mellom simulert elektrisitetsforbruk ved observerte data (basis) og simuleringer hvor effekten av hver enkelt variabel/sett av variable er nullet ut.

Ulike apparater bidrar til gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk som følger: Vaskemaskin: 880 kWh, oppvaskmaskin 473 kWh, tørkeutstyr (tørketromler og -skap) 396 kWh, fryseutstyr (fryser eller kombiskap) 480 kWh og komfyr 1572 kWh. Det partielle bidraget fra husholdninger som har flyttet til nåværende bopel i løpet av året er -44 kWh og fra de som leier er det -510 kWh. De negative bidragene har sammenheng med at husholdningene som har flyttet ikke er registrert med forbruk for et helt år og at de som leier ofte ikke har god nok kunnskap om forbruket slik at det blir under-rapportert for flere av disse husholdningene (deler eller hele forbruket kan være inkludert i husleia). Variabelen for alder på husholdningens hovedinntektstaker bidrar til å forklare 969 kWh. Det partielle bidraget fra boligarealet er 4501 kWh, mens bidraget fra husholdningsstørrelsen er 4889 kWh. Eneboligene bidrar med 854 kWh relativt til andre boliger og hytte bidrar med 290

kWh sammenlignet med de som ikke har hytte. Husholdninger med hytte har høyere elektrisitetsforbruk enn andre husholdninger, noe som trolig skyldes at forbruket på hytta (fritidsbolig) inngår i dataene. De tre største postene, oppvarmingsutstyr/økonomiske variable, antall husholdningsmedlemmer og boligareal, bidrar til å forklare om lag 75 prosent av gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk. Komfyr og vaskemaskin er også store poster.

Resultatene i denne simuleringen har en litt annen tolkning enn de estimerte koeffisientene i konstantleddet i etterspørselsfunksjonen, omtalt i diskusjonen av estimeringsresultatene (tabell 2.2). Resultatene i tabell 4.3 er å tolke som effektene på gjennomsnittsforbruket av gjennomsnittsverdier på variablene (gjennomsnittseffekten), mens effektene på konstantleddet i etterspørselsrelasjonen (parameterne i tabell 2.2) er å tolke som effektene på gjennomsnittsforbruket per enhet av variabelen (marginaleffekten). For eksempel er det marginale bidraget fra tørketrommel 1 103 kWh per tørketrommel (se tabell 2.2), mens det partielle bidraget fra tørketrommel på gjennomsnittsforbruket er 396 kWh. Årsaken til forskjellen er at ikke alle husholdninger har tørketrommel. Ser vi på et annet apparat som er mer utbredt, som f.eks. komfyr, er forskjellen mye mindre; henholdsvis 1 663 kWh og 1 572 kWh.

Det er også viktig å være oppmerksom på at bidragene er beregnet netto i forhold til de forklaringsvariable som er inkludert i estimeringene. Bidraget fra f.eks. vaskemaskin må derfor tolkes som gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk pr. vaskemaskin for ellers like husholdninger. Bidraget fra variable som antall husholdningsmedlemmer og boligareal gir merforbruket av elektrisitet, henholdsvis per person og m². Dette merforbruket kan brukes til mange formål, som for eksempel oppvarming, oppvask, dusjing, tøyvask, etc. Dette forbruket må legges til estimatet for ulike apparater for å finne husholdningenes forbruk av elektrisitet på ulike anvendelser. Vi har ingen mulighet til å fordele merforbruket fra antall personer og boligareal på de ulike bruksområdene. Dette gjør at vi ikke kan beregne husholdningenes bruk av elektrisitet til ulike formål i denne modellen.¹²

4.2. Beregning av aggregeringsfeilen

Politikkinstrumenter innføres for at enkelthusholdninger eller -bedrifter skal endre sin tilpasning, mens målsettingen ofte er å endre *aggregert* forbruk. Vi vet fra estimeringsresultatene beskrevet i avsnitt 2 at husholdningene er heterogene i sin respons på pris- og inntektsendringer, og at det derfor eksisterer potensielle aggregeringsproblemer. På grunn av heterogeniteten kan at man ikke uten videre bruke verken estimerte mikro- (disaggregeringsproblemer, se

Denton og Mountain, 2001 og 2004) eller makroegenskaper estimert på aggregerte data (aggregeringsproblemer, se MasColell m.f., 1995) til å beregne aggregert forbruksendring.¹³ Vi vet imidlertid ikke hvor store disse aggregeringsproblemene er. Er de så store at man ønsker å benytte en simuleringsmodell for konsistent aggregering, eller er de små nok til å kunne ignoreres? Dette er viktig informasjon når man skal velge én elastisitet for husholdningene til en politikk-analyse, dvs. for vurderingen av om det er behov for å beregne en konsistent aggregert elastisitet, eller om vi kan bruke mikroelastisiteten direkte.¹⁴

Forholdet mellom den aggregerte direkte priselastisiteten (e_{ii}^A) og gjennomsnittet av alle mikroelastisitetene (\bar{e}_{ii}), er et mål på relativ aggregeringsfeil for den direkte priselastisiteten (se også ligning 3.6):¹⁵

$$(4.1) F_e = \frac{\bar{e}_{ii}}{e_{ii}^A}.$$

Tilsvarende vil gjelde for aggregeringsfeilen for inntektselastisiteten. Vi bruker SHE til å simulere aggregeringsfeilen i to scenarier: 1) En økning i elavgiften på 10 øre per kWh,¹⁶ og 2) en økning i inntekten på 10 000 kroner sammenlignet med de observerte verdiene for priser og inntekt. Tabell 4.4 viser aggregeringsfeilen beregnet ved hjelp av ligning (4.1) for pris- og inntektselastisiteter for de to politikkscenariene.

Vi ser av tabellen at gjennomsnittet av mikropriselastisitetene er 37 prosent høyere enn den aggregerte elastisiteten. For inntektselastisiteten finner vi at gjennomsnittet av mikroelastisitetene er 23 prosent lavere enn den aggregerte elastisiteten. Dette viser at vi har aggregeringsproblemer, både når det gjelder beregning av pris- og inntektseffekter.

Tabell 4.4 Egenpriselastisitet for elektrisitet ved økning i elavgiften på 10 øre/kWh og inntektselastisitet ved 10 000 kr økning i inntekt. Gjennomsnitt av mikroelastisiteter og aggregerte elastisiteter

	Egenpris-elastisitet	Inntekts-elastisitet
Gjennomsnittlig mikroelastisitet	-0,699	0,054
Aggregert elastisitet	-0,512	0,070
Relativ aggregeringsfeil (%)	37	-23

¹³ I denne rapporten benytter vi heretter ordet "aggregering" for å forenkle fremstillingen, selv om det i hovedsak er disaggregering vi omtaler og studerer.

¹⁴ For eksempel hadde vi ikke ressurser til å beregne den konsistent aggregerte forbruksendringen i beregningene vi gjorde i forbindelse med Halvorsen og Nesbakken (2004a).

¹⁵ Siden vi kun gjør sammenligninger i ett punkt på etterspørselskurven, har vi valgt å utelate indikatoren for punkt (O) i ligningene i dette avsnittet.

¹⁶ Dette utgjør en økning i gjennomsnittsprisen på 23 prosent.

¹² Se Larsen og Nesbakken (2005) for en beskrivelse av estimeringsmodeller for formålsfordeling.

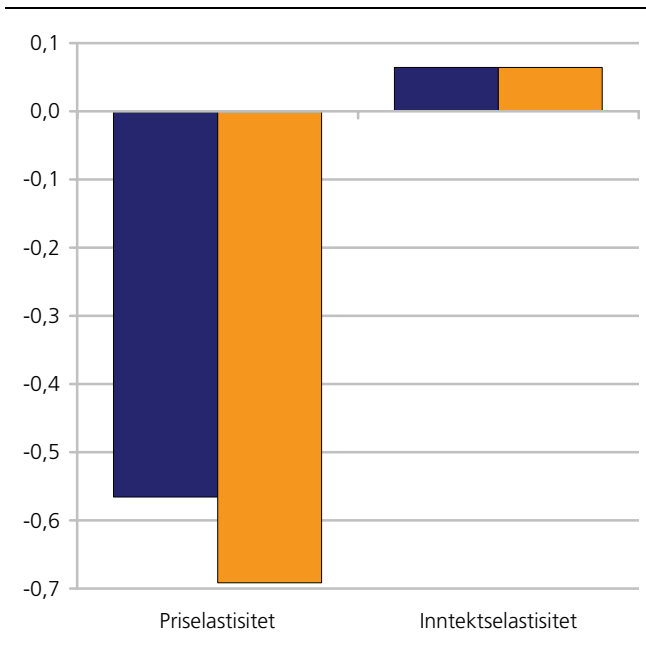
For å vise hvilken feil man gjør ved å benytte gjennomsnittet av mikroelastisitetene til å si noe om aggregert forbruksendring (absolutt aggregeringsfeil, se vedlegg G), benytter vi disse elastisitetene sammen med simulert gjennomsnittlig elektrisitetsforbruk (21686 kWh), gjennomsnittlig elektrisitetspris (44 øre per kWh) og gjennomsnittsinntekt (308 416 kroner). Differansen mellom elastisitetene i tabell 4.4 multiplisert med simulert gjennomsnittsforbruk og endring i pris (inntekt) og dividert med gjennomsnittspris (inntekt) gir gjennomsnittlig aggregeringsfeil målt ved forbruk i kWh per husholdning (se ligning G2). Vi finner at den feilen vi gjør i *gjennomsnitt per husholdning* ligger på -929 kWh og -12 kWh for henholdsvis pris- og inntektsendringer, som utgjør henholdsvis 4,3 og 0,06 prosent av gjennomsnittsforbruket. Dette vil gi betydelige feilprediksjoner dersom man ønsker å beregne forbruksendringen for hele husholdningssektoren. I en populasjon med 2 millioner husholdninger vil vi overpredikere forbruksreduksjonen av f.eks. å øke elektrisitetsavgiften med 10 øre per kWh med 1,9 TWh dersom vi bruker feil elastisitet, noe som utgjør 4,3 prosent av forbruket.

4.3. Varierer pris- og inntektselastisiteten med elektrisitetsprisen?

Etterspørselsresponsen ved en prisendring, f.eks. som følge av økt energiavgift, vil kunne variere fra år til år.¹⁷ En viktig årsak er variasjon i prisnivået. Det kan være slik at en husholdning reduserer elektrisitetsforbruket mindre ved en økning i elektrisitetsprisen (for gitte olje- og vedpriser) i høyprisperioder enn i perioder med lav elektrisitetspris. Årsaken er at i perioder med høy pris har husholdningene allerede redusert det forbruket som lett lar seg redusere, ved f.eks. i større grad å ta i bruk eksisterende oppvarmingsutstyr basert på ved og fyringsoljer. Det resterende forbruket vil da oppfattes som mer nødvendig, og av den grunn være mindre følsomt for prisendringer. I slike tilfeller vil den prisderiverte være forskjellig i tilfellet med lav og høy pris. Elastisiteten vil kunne være lik (f.eks. ved en log-lineær funksjon) eller forskjellig, avhengig av hvordan forholdet mellom prisen og forbruket utvikler seg i forhold til den prisderiverte.

I dette avsnittet vil vi illustrere hvordan priselastisitetene varierer med elektrisitetsprisen i SHE. Vi simulerer elastisitetene i SHE i punktet med priser som observert i dataene våre (basispunktet) og i et nytt punkt, hvor hver husholdning har fått en økning i sin sluttbrukerpris på elektrisitet på 20 øre per kWh (1995-kroner). Priselastisitetene er beregnet for en økning i elektrisitetsprisen på én prosent for hver husholdning i hvert av de to punktene. Inntektselastisitetene er beregnet for en økning i inntekten på én prosent for hver husholdning i hvert av punktene.

Figur 4.1. Aggregerte pris- og inntektselastisiteter for elektrisitet for to ulike prisnivåer

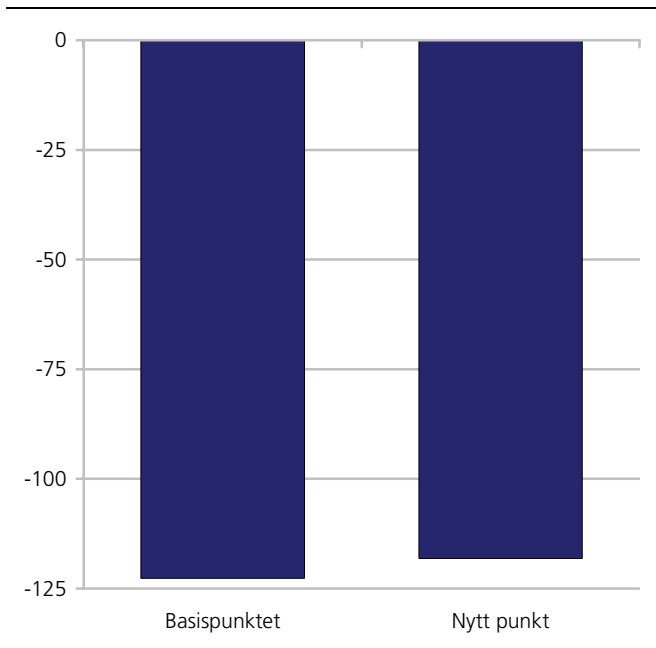


Figur 4.1 viser de konsistent *aggregerte* egenpris- og inntektselastisitetene av en 1 prosents økning i henholdsvis egenprisen og inntekten for elektrisitetsetterspørselen i basispunktet og i det nye punktet, hvor elektrisitetsprisen er steget med 20 øre per kWh sammenlignet med prisnivået i basispunktet (44 øre per kWh 1995-kroner i gjennomsnitt). Vi ser at det er forskjell på elastisitetene i de to punktene. Den aggregerte egenpriselastisiteten er 24 prosent høyere i punktet med høyest pris sammenlignet med elastisiteten i basispunktet (målt i tallverdi). Egenpriselastisiteten til den aggregerte elektrisitetsetterspørselen er dermed ikke konstant i denne modellen. Vi ser at inntektselastisiteten er tilnærmet lik i basispunktet og det nye punktet (0,3 prosent reduksjon).

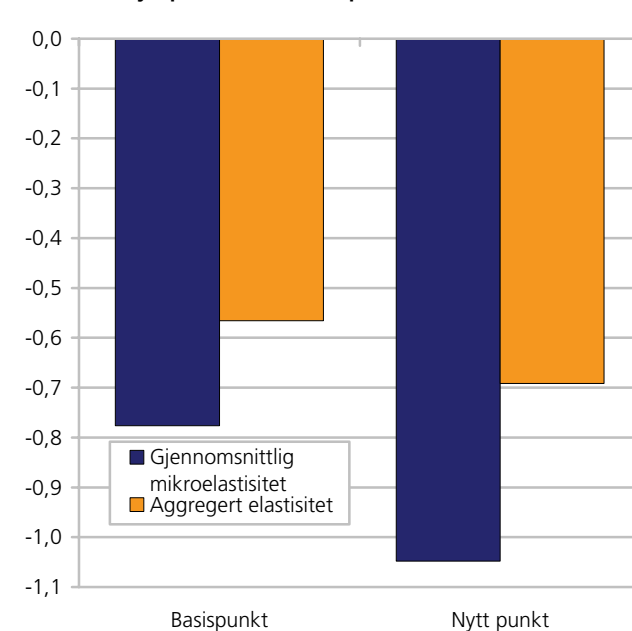
Selv om egenpriselastisitetene til elektrisitetsetterspørselen varierer mellom de to punktene, vil forbruksresponsen kunne være lik. Dette følger av definisjonen av en elastisitet, se for eksempel ligning (3.3) og diskusjon av figur 3.1. Tilsvarende kan forbruksresponsen være ulik, selv om inntektselastisitetene er like. Figur 4.2 viser gjennomsnittlig forbruksendring ved en økning i egenprisen på elektrisitet på én prosent i basispunktet og i punktet hvor alle husholdninger får 20 øre økning i elektrisitetsprisen. Figur 4.2 viser at forbruksresponsen av en økning i elektrisitetsprisen er mindre i det nye punktet enn i basispunktet, men forskjellen er liten. Det impliserer at vi har tilnærmet lineære etterspørselstrukturer i dette prisområdet (se også figur 4.8). For inntekten ser vi av figur 4.3 at forbruksøkningen er lavere i det nye punktet. Det viser at budsjetteffektene av høye priser påvirker hvordan husholdningene tilpasser seg inntektsendringer i SHE.

¹⁷ Se Halvorsen og Larsen (2001) for et empirisk eksempel på slike variasjoner.

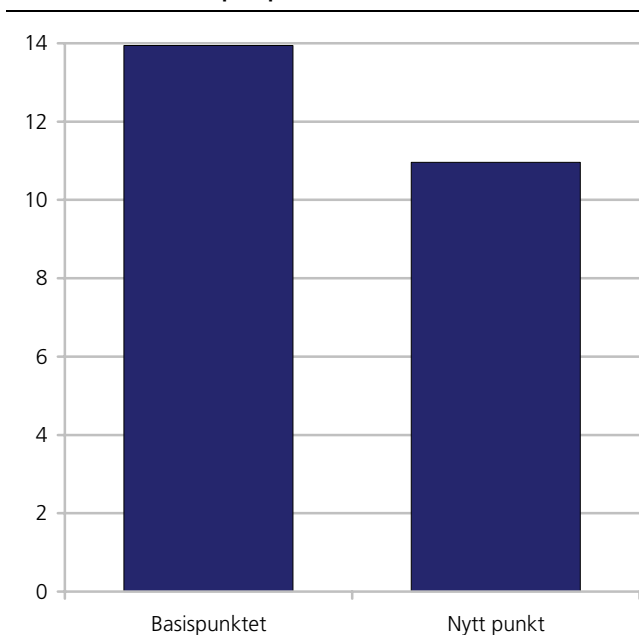
Figur 4.2. Forbruksendring (i gjennomsnitt) ved en økning i prisen på 1 prosent. KWh



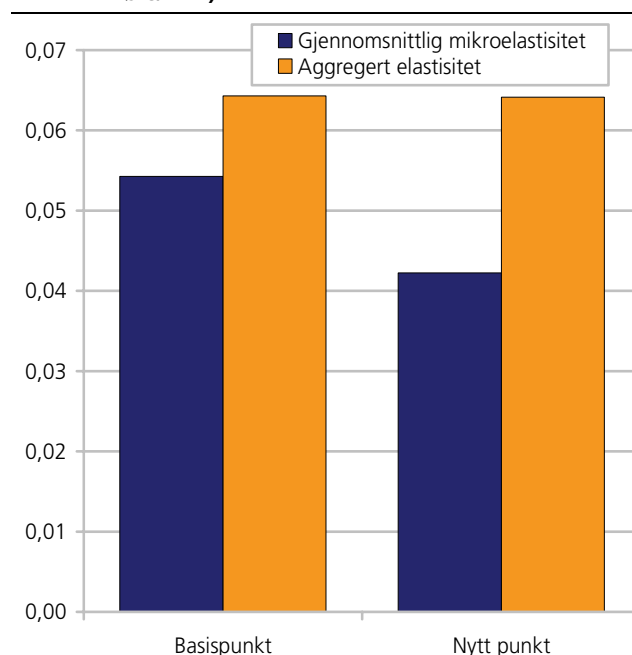
Figur 4.4. Aggregert egenpriselasticitet for elektrisitet og gjennomsnittet av mikroelasticitetene i basispunkt og i nytt punkt (elektrisitetspris økt med 20 øre/kWh)



Figur 4.3. Forbruksendring (i gjennomsnitt) ved en økning i inntekten på 1 prosent. KWh



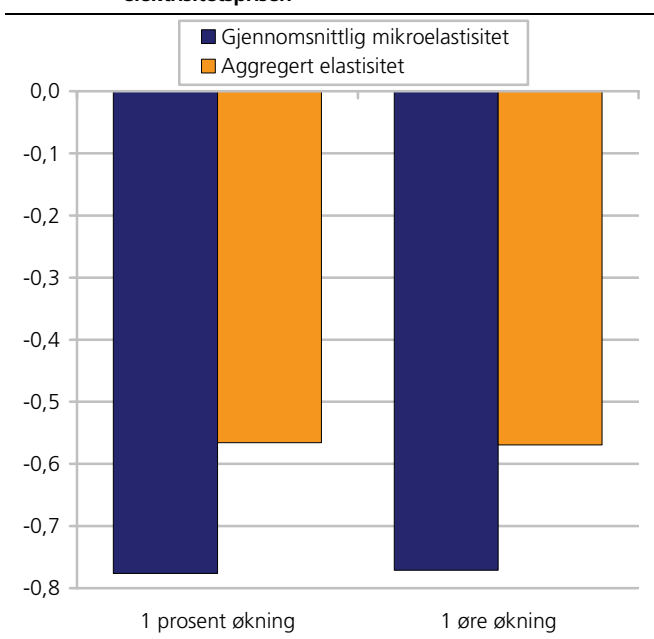
Figur 4.5. Aggregert inntektselasticitet for elektrisitet og gjennomsnittet av mikroelasticitetene i basispunkt og nytt punkt (hvor elektrisitetsprisen er økt med 20 øre/kWh)



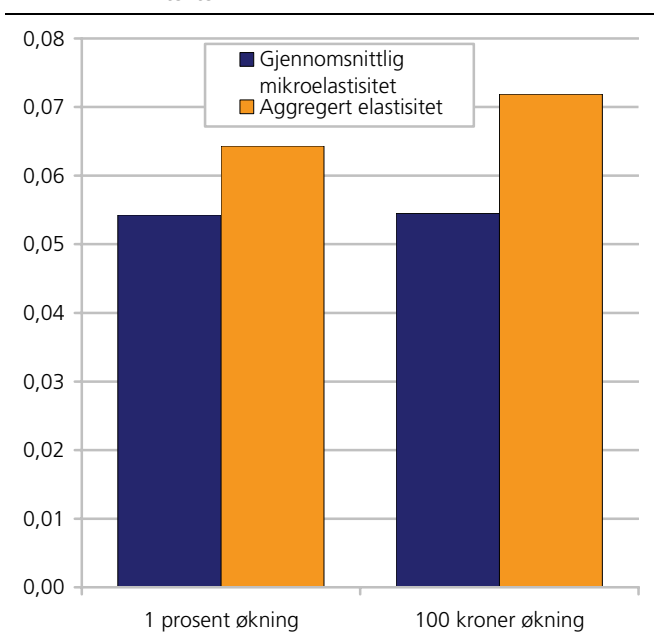
Et annet interessant spørsmål er om aggregeringsproblemene avhenger av prisnivået. For å sjekke dette har vi simulert aggregerte elasticiteter og gjennomsnittet av alle mikroelasticiteter for egenprisen og inntekten, både i basispunktet og i det nye punktet. Vi ser av figurene 4.4 og 4.5 at aggregeringsproblemene er størst (målt ved differansen mellom elasticitetene) i det nye punktet hvor elektrisitetsprisen er høy. Vi ser også at aggregeringsskjevheten for priselasticiteten går samme veien i begge punktene, dvs. at gjennomsnittet av egenpriselasticitetene for alle husholdninger er større (målt i absoluttverdi) enn den aggregerte egenpriselasticiteten. For inntektselasticiteten går

skjevheten den andre veien, hvor gjennomsnittet av alle mikroelasticitetene er mindre enn den aggregerte elasticiteten. Det betyr at dersom man bruker gjennomsnittet av alle mikroelasticitetene, vil man konsekvent overvurdere prisfølsomheten og undervurdere inntektsfølsomheten i beskrivelsen av aggregert effekt av pris- og inntektsendringer. Denne feilprediksjonen øker med nivået på egenprisen.

Figur 4.6. Aggregert egenpriselasitet og gjennomsnittet av mikroelasitetene ved 1 prosent og 1 øre økning i elektrisitetsprisen



Figur 4.7. Aggregert inntektselasitet og gjennomsnittet av mikroelasitetene ved 1 prosent og 100 kroner økning i inntekten



Vi har testet om dette får noen betydning. Figur 4.6 viser at det har liten betydning for egenpriselasitetene. Effekten for inntektselasitetene i figur 4.7 er derimot mer markerte. Vi ser av figuren at forskjellen mellom en 1 prosents økning i inntekten og en 100 kroners økning er størst for den aggregerte inntektselasiteten. Den har imidlertid tilnærmet ingen effekt på gjennomsnittet av alle mikroelasitetene. Det indikerer at forskjellen i aggregeringsfeilen mellom ulike punkter på etterspørselskurven også avhenger av om man ser på en relativ eller absolutt endring,

spesielt i inntekt hvor beløpene av en prosentvis endring kan bli store for enkelte husholdninger. I eksemplene ovenfor har vi sett på en prosentvis endring i priser og inntekt når vi skal beregne elastisitetene av en marginal endring i priser og inntekt i de ulike punktene på etterspørselskurven. Siden de ulike husholdningene har ulik inntekt og står overfor ulike priser vil det innebære at ulike husholdninger får ulik absolutt endring målt i verdienheter. Et alternativ er å la alle husholdninger få samme prisøkning målt i øre per kWh. Elastisitetene har ulik tolkning i de to tilfellene. En lik absolutt økning for alle husholdninger vil for noen husholdninger være en marginal økning, mens for andre husholdninger vil det være en svært stor økning.

4.4. Markedsetterspørselen for husholdningene

Vi vet fra økonomisk teori at ved frikonkurranse vil prisen være lik for alle konsumentene.¹⁸ Den teoretiske markedsetterspørselen beregnes ved å summere det individuelle husholdningsforbruket for ulike prisnivåer. Man vil kunne være interessert i markedsetterspørselsrelasjon i en markedsmodell.

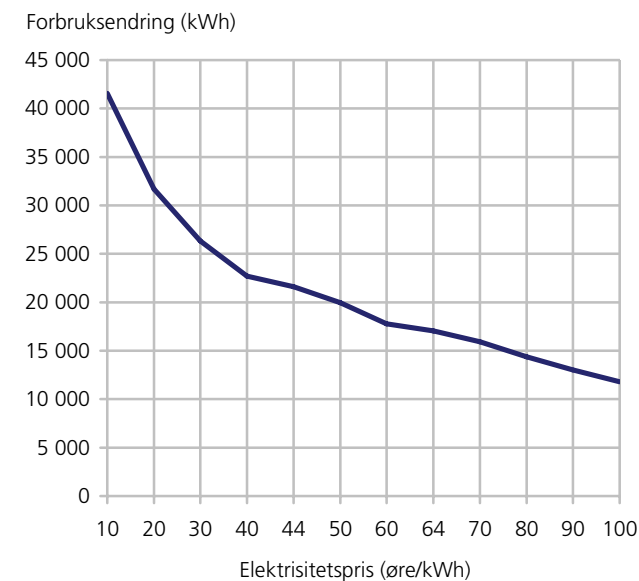
I våre data er husholdningene observert med ulike elektrisitetspriser, både som følge av avgiftsfritak for enkelte husholdninger og variasjoner i nettariffer og kraftpriser. Det kan diskuteres hva som menes med en markedsetterspørselskurve i dette tilfellet, siden prisene er ulike. Vi kan imidlertid simulere en hypotetisk markedsetterspørselskurve for husholdningssektoren ved hjelp av SHE. Kurven beregnes ved å simulere forbruket til hver enkelt husholdning når alle husholdninger antas å stå overfor samme pris. Dette gjøres for ulike verdier på elektrisitetsprisen. Så summeres de simulerte forbrukstallene under forutsetning av at alle husholdninger også står overfor samme priser på alternative energigoder (gjennomsnittsprisene) og ellers har de karakteristika de er observert med. Resultatet av denne beregningen er gjengitt i figur 4.8.

Vi ser at den simulerte markedsetterspørselen er en fallende funksjon i egenprisen, og at den faller med en avtagende rate (se diskusjonen knyttet til figur 3.1). Dette gjenspeiler seg også i figur 4.9, som viser simulert aggregert forbruksendring for markedsetterspørselskurven. Vi ser av figuren at forbruksendringen avtar med nivået på elektrisitetsprisen.

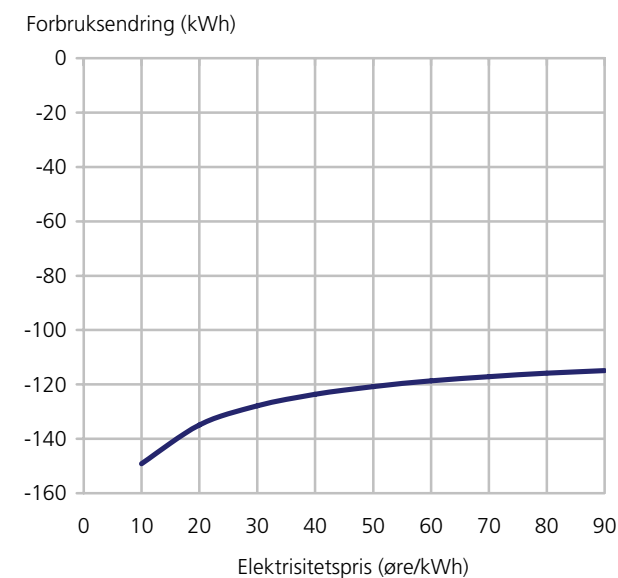
Hvilken effekt nivået på elektrisitetsprisen har for egenpriselasiteten for elektrisitet til markedsetterspørselsfunksjonen, er illustrert i figur 4.10. Vi ser av figuren at elastisiteten øker tilnærmet lineært (i tallverdi) med nivået på elektrisitetsprisen.

¹⁸ Frikonkurranse innebærer at alle tilbydere og etterspørere er tilstrekkelig små til ikke å kunne påvirke prisen, alle har fullstendig informasjon om priser og andre relevante faktorer og alle optimerer sin tilpasning. Det finnes heller ingen andre markedsimperfeksjoner.

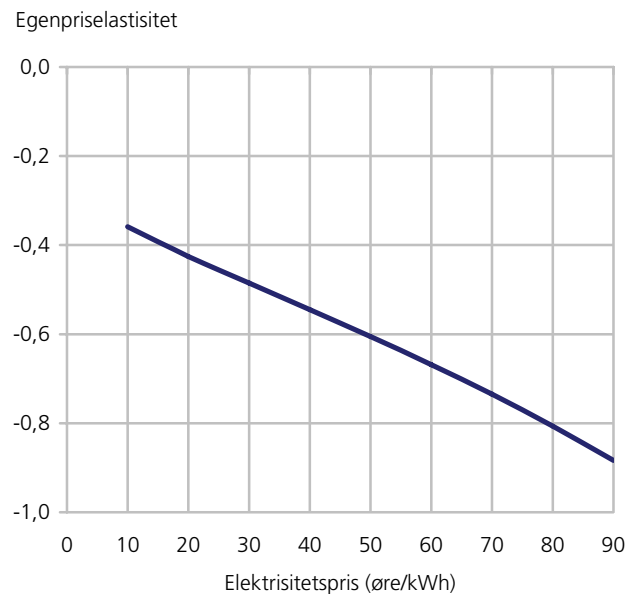
Figur 4.8 Markedsetterspørselsfunksjon for elektrisitet for husholdningssektoren. KWh per husholdning



Figur 4.9. Forbruksendring langs markedsetterspørselskurven ved én prosents økning i elektrisitetsprisen. KWh per husholdning



Figur 4.10 Egenpriselasitet for elektrisitet langs markedsetterspørselskurven ved én prosents økning i elektrisitetsprisen



Det er verdt å merke seg at det ikke er en entydig sammenheng mellom en høy elasticitet og en høy forbruksendring. Selv om forbruksresponsen reduseres (i absoluttverdi) vil prisfølsomheten målt ved egenpriselasiteten øke (i absoluttverdi) med nivået på elektrisitetsprisen. Vi ser av figurene 4.9 og 4.10 at elasticiteten kan mer enn doubles samtidig som den tilhørende forbruksresponsen endres lite. Om vi måler endringer i prisfølsomheten ved forbruksendring eller ved elasticitet er derfor ikke uten betydning for om man kan konkludere om forbruket er blitt mer eller mindre prisfølsomt.

5. Konklusjoner

Simuleringene av SHE kan oppsummeres i følgende hovedresultater:¹⁹

- Faktorene som bidrar mest til å forklare elektrisitetsforbruket er oppvarmingsutstyr, priser og inntekt samt boligareal og antall husholdningsmedlemmer.
- Pris- og inntektselastisitetene varierer om vi ser på en marginal endring i priser og inntekt eller en ikke-marginal endring. Denne variasjonen er til dels betydelig målt i prosent.
- Beregningene indikerer at vi har store aggregeringsproblemer, spesielt for priselastisitetene. Vi vil derfor kunne gjøre ikke ubetydelige feilanslag dersom vi for eksempel bruker estimerte mikroelastisiteter til å beregne aggregert forbruksendring uten å ta hensyn til aggregeringsproblemene.
- Vi finner en konveks markedsetterspørselskurve, hvor forbruksendringen ved en 1 prosents økning i elektrisitetsprisen avtar med nivået på elektrisitetsprisen, mens egenpriselastisiteten øker (i absoluttverdi) med nivået på prisen.

Hvilke implikasjoner har disse resultatene for analyser av husholdningenes elektrisitetsetterspørsel? Hva kan vi lære av disse resultatene? For det første er det viktig å merke seg hvor stor variasjon det er i resultatene avhengig av hvilken situasjon som analyseres. Spesielt er to faktorer viktige: Om man ønsker mikro- eller makroelastisiteter, og nivået på prisene. Denne variasjonen skyldes at husholdningene står overfor ulike priser, og tilpasser seg pris- og inntektsendringer på ulike måter. Disse variasjonene i elastisitetene skyldes ikke "feil" i beregningene, eller at den underliggende adferden er endret, men illustrerer at verden kan se forskjellig ut avhengig av innfallsvinkel på analysen. Å anvende en felles elastisitet i for eksempel politikkanalyser, kan derfor gi til dels store feilprediksjoner. I tilfeller med heterogenitet bør en velge elastisiteter som passer til problemstillingen. Dette gjelder ikke bare i mikro-/ makrodimensjonen, men også med hensyn til nivået på egenprisen og nivået på pris- og inntektsendringene.

Våre simuleringer viser at den simulerte forbruksresponsen er lavere jo høyere elektrisitetspris. En skatteøkning vil derfor redusere forbruket mer effektivt i et normalår enn i en situasjon med et presset kraftmarked hvor prisene i utgangspunktet er høye. Årsaken er at husholdningene allerede har redusert den delen av forbruket som på en enkel måte lar seg påvirke, slik at potensialet for ytterligere reduksjoner er redusert. Priselastisiteten øker imidlertid i tallverdi når prisen økes til det nye nivået. Hvorvidt fleksibiliteten i husholdningenes elektrisitetsforbruk er økt eller redusert fra basispunktet til det nye punktet med høy elektrisitetspris avhenger av om man ser på endringer i elastisitetene eller endringer i forbruk. Det er derfor viktig å definere om man måler fleksibiliteten i kWh eller i prosent ved bruk av elastisiteter. I vårt eksempel reduseres fleksibiliteten med egenprisen hvis vi måler i kWh, mens den øker målt ved elastisitetene.

¹⁹ Kilder til usikkerhet knyttet til resultatene er diskutert i vedlegg F.

Referanser

- Belsby, L. (2003): Vekter i Forbruksundersøkelsen. Notater 2003/58, Statistisk sentralbyrå.
- Blundell, R., P. Pashardes og G. Weber (1993): What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data?, *The American Economic Review* 83, 570-97.
- Bohi, D.R. og M.B. Zimmerman (1984): An update on econometric studies of energy demand behavior, *Annual Review Energy* 9, 105-154.
- Buse, A. (1992): Aggregation, Distribution and Dynamics in the Linear and Quadratic Expenditure Systems, *The Review of Economics and Statistics* 74, 45-53.
- Bøeng, A.C. (2005): Energibruk i husholdninger 1930 – 2004 og forbruk etter husholdningstype. Rapporter 2005/41, Statistisk sentralbyrå.
- Bøeng, A.C. og R. Nesbakken (1999): Energibruk til stasjonære og mobile formål per husholdning 1993, 1994 og 1995. Gjennomsnittstall basert på forbruksundersøkelsen. Rapporter 99/22, Statistisk sentralbyrå.
- Creedy, J. og G. Kalb (2005): Discrete hours labour supply modelling: specification, estimation and simulation, *Journal of Economic Surveys* 19, 697-734.
- Dagsvik, J. og S. Strøm (2006): Sectoral labor supply, choice restrictions and functional form, *Journal of Applied Econometrics* 21, 803-826.
- Deaton, A. og J. Muellbauer (1980): *Economics and consumer behavior*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Denton F.T. og D.C. Mountain (2001): Income distribution and aggregation/disaggregation biases in the measurement of consumer demand elasticities, *Economics Letters* 73, 21-28.
- Denton F.T. og D.C. Mountain (2004): Aggregation effects on price and expenditure elasticities in a quadratic almost ideal demand system, *Canadian Journal of Economics* 37, 613-628.
- Forni, M. og L. Brighi (1991): Aggregation across Agents in Demand Systems, *Ricerche Economiche* 45, 79-114.
- Gorman, W.M. (1953): Community preferences fields, *Econometrica* 21, 63-80.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, second edition, Macmillan Publishing Company, New York.
- Greene, W.H. (2002): *Limdep 8.0, Reference Guide*, Econometric Software Inc., Australia.
- Halvorsen, B. (1997): 'Methodological Issues in Applying Stated Preference Data to the Valuation of Public Goods.' Økonomiske doktorgrader Nr. 39 - 1997, Universitetet i Oslo.
- Halvorsen, B. (2006): When can micro properties be used to predict aggregate demand?, Discussion Papers 452, Statistisk sentralbyrå.
- Halvorsen, B. og B.M. Larsen (2001): The Flexibility of Household Electricity Demand over Time, *Resource and Energy Economics* 23, 1-18.
- Halvorsen, B. og B.M. Larsen (2006): Aggregation with price variation and heterogeneity across consumers, Discussion Papers 489, Statistisk sentralbyrå.
- Halvorsen, B. og B.M. Larsen (2007): Simulering av husholdningenes aggregerte elektrisitetsforbruk. En dokumentasjon av modellen SHE-A. Kommer i serien Rapporter, Statistisk sentralbyrå.
- Halvorsen, B., B.M. Larsen og R. Nesbakken (2001): Hvordan utnytte resultater fra mikroøkonometriske analyser av husholdningenes energiforbruk i makromodeller? En diskusjon av teoretisk og empirisk

litteratur om aggregering, Rapporter 2001/2, Statistisk sentralbyrå.

Halvorsen, B. og R. Nesbakken (2003): Hvilke husholdninger rammes av høye strømpriser? En fordelingsanalyse på mikrodata, Rapporter 2003/20, Statistisk sentralbyrå.

Halvorsen, B. og R. Nesbakken (2004a): Effekter på energiforbruk og fordeling av å differensiere el-avgiften for husholdninger, Norges Offentlige Utredninger 2004:8, 88-138.

Halvorsen, B. og R. Nesbakken (2004b): Accounting for differences in choice opportunities in analyses of energy expenditure, Discussion Papers 400, Statistisk sentralbyrå.

Halvorsen, B., B.M. Larsen og R. Nesbakken (2005a): Pris- og inntektsfølsomhet i ulike husholdningers etterspørsel etter elektrisitet, fyringsoljer og ved, Rapporter 2005/8, Statistisk sentralbyrå.

Halvorsen, B., B.M. Larsen og R. Nesbakken (2005b): Norske husholdningers energiforbruk til stasjonære formål 1960 - 2003. En diskusjon basert på noen analyser i Statistisk sentralbyrå, Rapporter 2005/37, Statistisk sentralbyrå.

Johansson, P.-O. (1993): *Cost-benefit analysis of environmental change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Labandeira, X., J. M. Labeaga og M. Rodriguez (2004): Microsimulating the effects of household energy price changes in Spain, Estudios sobre la economia Espanola, EEE 196, FEDEA.

Larsen, B.M. og R. Nesbakken (2005): Formålsfordeling av husholdningenes elektrisitetsforbruk i 2001. Sammenligning av formålsfordelingen i 1990 og 2001, Rapporter 2005/18, Statistisk sentralbyrå.

Mas-Colell, A., M.D. Whinston og J.R. Green (1995): *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, New York.

Statistisk sentralbyrå (1996a): Forbruksundersøkelsen 1992-1994, NOS C 317.

Statistisk sentralbyrå (1996b): Energistatistikk 1995, NOS C 347.

Stoker, T.M. (1986): Simple Tests of Distributional Effects on Macroeconomic Equations, *Journal of Political Economy* 94, 763-795.

Stoker, T.M. (1993): Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals, *Journal of Economic Literature* XXXI, 1827-1874.

Wonnacott, R.J. og T.H. Wonnacott (1979): *Econometrics*, John Wiley & Sons, New York.

Aaberge, R., U. Colombino og S. Strøm (2000): Labor supply responses and welfare effects from replacing current tax rules by a flat tax: Empirical evidence from Italy, Norway and Sweden, *Journal of Population Economics* 13, 595-621.

Oppsummering av aggregeringslitteraturen

Den teoretiske litteraturen om problemer med aggregering er relativt stor, og vi vil her gi en kort oppsummering med vekt på relevans for vår mikrosimuleringsmodell.

Mas-Colell mfl. (1995) skiller mellom tre typer problemstillinger. Den første gjelder *eksistensen av én aggregert etterspørsel* som funksjon av priser og aggregert inntekt. Dersom konsumentene har ulik inntektsrespons, vil en omfordeling av inntekt mellom konsumenter kunne påvirke aggregert konsum selv om aggregert inntekt ikke endres. I slike tilfeller er det ikke meningsfylt å snakke om aggregert etterspørsel som én funksjon av aggregert inntekt.

Det andre spørsmålet gjelder hvorvidt aggregert etterspørsel kan gis en *adferdstolkning*, gitt at det eksisterer én aggregert etterspørselsfunksjon. Noen adferdsegenskaper knyttet til mikroetterspørselen overføres automatisk til makro, som f.eks. kontinuitet, homogenitet og Walras' lov om at samlet inntekt skal være lik samlede utgifter (inkludert sparing). Andre adferdsegenskaper, som f.eks. "the weak axiom of revealed preferences" (WA), overføres imidlertid ikke automatisk fra mikro- til makroetterspørselen. WA innebærer et krav om transitive preferanser, dvs. at dersom godevektoren x oppfattes som minst like god som godevektoren y , så kan ikke y observeres som foretrukket framfor x . Dette er en svært grunnleggende forutsetning som sikrer konsistens i adferden. Mas-Colell mfl. (1995) viser at for at WA skal kunne overføres til makroetterspørselsfunksjonen, må de individuelle nyttefunksjonene til alle konsumenter være homotetiske, som er en relativt streng forutsetning å legge på preferansestrukturen.

Det siste problemet som Mas-Colell mfl. diskuterer, er hvorvidt den aggregerte etterspørselen kan gis en velferdstolkning. Det vil si om den aggregerte etterspørselen kan formuleres som et resultat av maksimering av en aggregert nyttestruktur. Et eksempel hvor man kan gi den aggregerte etterspørselen en velferdstolkning er tilfellet med en *representativ konsument*. Litteraturen skiller mellom to typer representative konsumenter, hvor konsumenten er representativ i henholdsvis forbruket av (Gorman, 1953) eller i budsjettandelen til (Deaton og Muellbauer, 1980) et gode. En velferdstolkning av makroetterspørselen krever ikke bare at WA overføres til makro, men også at "the strong axiom of revealed preferences" (SA) kan overføres. SA impliserer Slutsky-symmetri, også omtalt som integrabilitet. Forutsetningen om en representativ konsument er nødvendig for å kunne gi elastisiteter fra en aggregert

etterspørselsfunksjon en adferds- og velferdstolkning (Forni og Brighi, 1991).

Dersom det finnes heterogenitet i inntektsresponsen i forbruket mellom ulike konsumenter, vil det ikke eksistere en representativ konsument i Gorman-forstand. Dersom inntektsresponsen varierer mellom konsumentene i budsjettandelsligningene, kan man heller ikke anta at det eksisterer en representativ konsument i Muellbauer-forstand. Det vil da ikke eksistere en aggregert etterspørsel/budsjettandel som funksjon av aggregert inntekt. Litteraturen om representativ konsument forutsetter like priser, og diskuterer derfor ikke aggregeringsproblemer som følger av heterogenitet i prisderivate, noe vi finner i våre empiriske studier av husholdningenes elektrisitetsetterspørsel. Det kan imidlertid vises at dersom prisene varierer mellom konsumenter, vil heterogenitet i priser og prisderivate skape aggregeringsskjevheter på samme måte som ved heterogenitet i inntektsderivate (Halvorsen, 2006).

Vi har i tidligere studier funnet signifikant heterogenitet i både pris- og inntektsderivate, både for forbruks- og budsjettandelsfunksjonene for elektrisitet (se Halvorsen mfl., 2005a). Det innebærer at vi ikke kan forutsette en representativ konsument for husholdningenes etterspørsel etter elektrisitet, verken i Gorman- eller Muellbauer-forstand. Vi må derfor regne med å få aggregeringsskjevheter dersom vi estimerer en aggregert etterspørselsfunksjon ved hjelp av aggregerte data, og vi kan derfor ikke uten videre knytte velferdstolkninger til slike aggregerte etterspørselsfunksjoner.

Vedlegg B

Husholdningenes beslutningsproblem

Den enkelte husholdning antas å maksimere nytten (U) av sitt konsum med hensyn til alle goder (q_j^h) husholdningen har muligheter til å konsumere ($j = 1, 2, \dots, J^h$), inkludert energigoder ($j = 1, \dots, 4$), gitt husholdningens realinntekt (x^h) og realpriser på alle goder (p_j^h).²⁰ Nyttefunksjonen antas å være

kontinuerlig differensierbar, kvasikonkav og stigende i konsumet av alle goder. Siden ikke alle husholdninger har mulighet til å konsumere alle goder, dette gjelder spesielt energigoder, antar vi at husholdningen på kort sikt kun optimerer over de godene den har mulighet til å konsumere (J^h). Vi forutsetter videre at husholdningens totale utgifter til alle goder skal være

mindre enn eller lik inntekten: $\sum_j^{J^h} p_j^h q_j^h \leq x^h$ og at

husholdningen ikke kan ha negativt konsum av et gode: $q_j^h \geq 0 \quad \forall j$. Dette gir følgende optimeringsproblem for husholdningen:

(B1)

$$\max_{q_j^h} U^h(q_1^h, q_2^h, \dots, q_{J^h}^h; \theta^h) : \sum_j^{J^h} p_j^h q_j^h \leq x^h, \quad q_j^h \geq 0,$$

hvor θ^h angir karakteristika ved husholdningen og boligen som er av betydning for å beskrive variasjonen i konsumet. Siden nytten antas å øke med konsumet av alle goder, vil en husholdning alltid ønske å bruke hele inntekten, og minst ett gode vil bli konsumert. Løsningen på optimeringsproblemet i ligning (B1) gir konsumet som funksjon av priser, inntekt og andre karakteristika (for mer informasjon om denne modellen, se Halvorsen og Nesbakken, 2004b).

Økonometrisk spesifisering

Vi antar at husholdningens forbruk av gode i (q_i^h) består av et deterministisk ledd (μ_i^h), som vil være likt for husholdninger med samme karakteristika, og et stokastisk restledd (ε_i^h) som fanger opp uforklart variasjon. I tillegg til en AIDS-struktur tar vi inn et lineært konstantledd (δ_i^h) og et log-lineært egenprisledd ($\lambda \ln p_i^h$) for bedre å forklare elektrisitetsforbruket. Dette gir følgende stokastiske spesifisering av forbruksfunksjonen:

(B2)

$$q_i^h = \mu_i^h + \varepsilon_i^h = \delta_i^h + \left[\alpha_i^h + \sum_{j=1}^{J^h} \gamma_{ij}^h \ln(p_j^h) OE_j^h + \beta_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} + \lambda \ln p_i^h + \varepsilon_i^h$$

For å sikre at kun priser på goder husholdningen har mulighet til å konsumere inngår i forbruksligningen til den enkelte husholdning, multipliseres alle priser med en dummyvariabel OE_j^h som indikerer om husholdningen har mulighet for å konsumere gode j eller ikke. Siden dummyen er null dersom husholdningen ikke har mulighet til å konsumere godet, faller alle priser på goder husholdningen ikke har mulighet til å konsumere ut av utgiftsfunksjonen til den enkelte husholdning.

Vi forutsetter at restleddet er identisk, uavhengig og normalfordelt med forventning lik null, $E(\varepsilon_i^h) = 0$, og

har en varians, $\sigma_i^{h^2}$, som avhenger av karakteristika ved husholdningen. Årsaken til at vi ikke forutsetter konstant varians, er at det er rimelig å anta at man finner større spredning i tilpasningen i noen grupper av husholdninger enn andre. Vi forutsetter også at restleddene er stokastisk uavhengige mellom husholdninger for samme goder. Det innebærer at vi forutsetter at $E(\varepsilon_i^h \varepsilon_r^h) = 0$ for alle $h \neq r$. Disse forutsetningene sikrer at den felles strukturen i forbruksfunksjonene fanger opp strukturen i husholdningenes adferd og at all variasjon utover dette kan tolkes som ikke-systematisk støy.

For å få fram heterogeniteten i husholdningenes tilpasning antar vi at koeffisientene i forbruksligningene og standardavviket til restleddet varierer med karakteristika ved husholdningen og boligen, gitt ved:

$$(B3) \quad \begin{aligned} \alpha_i^h &= \alpha_0^i + \sum_{n=1}^N \alpha_n^i \theta_n^h, \\ \gamma_{ij}^h &= \gamma_0^{ij} + \sum_{f=1}^F \gamma_f^{ij} \theta_{jf}^h, \\ \beta_i^h &= \beta_0^i + \sum_{k=1}^K \beta_k^i \theta_k^h, \\ \sigma_i^h &= \sigma_0^i + \sum_{s=1}^S \sigma_s^i \theta_s^h, \\ \delta_i^h &= \delta_0^i + \sum_{r=1}^R \delta_r^i \theta_r^h, \end{aligned}$$

²⁰ For å inkludere sparing kan ett av godene tolkes som "konsum i morgen".

hvor θ^h er ulike karakteristika ved husholdningen og boligen. Ved å spesifisere standardavviket for hver enkelt husholdning får vi også korrigert for at variansen til restleddet ikke er konstant (heteroskedastisitet). Med basis i modellen kan en estimere koeffisientene α_i^h , γ_{ij}^h , β_i^h , σ_i^h og δ_i^h , som er unike for hver husholdning, avhengig av karakteristika ved denne husholdningen.

Ligning (B3) estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimering eller "Maximum Likelihood" og MINIMIZE-prosedyren i Limdep, hvor estimeringen veies med husholdningsvekter som avhenger av husholdningens størrelse. "Likelihood"-funksjonen er gitt ved:

$$(B4) \quad L = \prod_h \frac{1}{\sigma_i^h} \phi \left(\frac{q_i^h - \left(\delta_i^h + \left[\alpha_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \gamma_{ij}^h \ln(p_j^h) \right] OE_j^h + \beta_i^h \ln(x^h) \right) \frac{x^h}{p_i^h} + \lambda \ln p_i^h}{\sigma_i^h} \right)^{v^h},$$

hvor v^h er vekten som tillegges husholdning h i estimeringene. For mer informasjon om husholdningsvektene, se vedlegg F. Se for eksempel Greene (2002, s. R10-3) for en diskusjon av hvordan man veier observasjoner i en "Log-likelihood" funksjon.

Vedlegg C

Simulering av mikroelastisiteter

I simuleringen av elastisiteter definerer vi elastisiteten ved en absolutt endring i priser og inntekt. Alle elastisitetene kan beregnes i alle punkter på etterspørselskurven. For å forenkle fremstillingen har vi utelatt toppskrift O i dette vedlegget, siden vi ikke sammenligner elastisiteter i ulike punkter.

Egenpriselastisitet

Den simulerte egenpriselastisiteten til energigode i for husholdning h er gitt ved:

$$(C1) \quad \hat{e}_{ii}^h = - \frac{\frac{\Delta \hat{q}_{i\Delta p_i^h}^h}{\hat{q}_i^h}}{\frac{\Delta p_i^h}{p_i^h}},$$

hvor den simulerte endringen i forbruket av energigode i ved en endring i prisen på gode i (Δp_i^h) er gitt ved $\Delta \hat{q}_{i\Delta p_i^h}^h = \hat{q}_{i\Delta p_i^h}^h - \hat{q}_i^h$. Det simulerte forbruket i basispunktet er gitt ved:

$$(C2) \quad \hat{q}_i^h = \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) OE_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} D_i^h + \hat{\lambda} \ln(p_i^h)$$

og det simulerte forbruket etter en endring i prisen er gitt ved:

$$(C3) \quad \hat{q}_{i\Delta p_i^h}^h = \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j \neq i}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) OE_j^h + \hat{\gamma}_{ii}^h \ln(p_i^h + \Delta p_i^h) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{(p_i^h + \Delta p_i^h)} D_i^h + \hat{\lambda} \ln(p_i^h + \Delta p_i^h)$$

Krysspriselastisitet

Den simulerte Cournot-elastisiteten for etterspørsel etter energigode i i husholdning h ved en endring i prisen på energigode $j \neq i$ (Δp_j^h), dvs. den simulerte krysspriselastisiteten, er gitt ved:

$$(C4) \quad \hat{e}_{ij}^h = - \frac{\frac{\Delta \hat{q}_{i\Delta p_j^h}^h}{\hat{q}_i^h}}{\frac{\Delta p_j^h}{p_j^h}}.$$

Endringen i det simulerte forbruket av gode i er gitt ved $\Delta \hat{q}_{i\Delta p_j^h}^h = \hat{q}_{i\Delta p_j^h}^h - \hat{q}_i^h$, hvor \hat{q}_i^h er gitt ved ligning

(C3), og $\hat{q}_{i\Delta p_j^h}^h$ er gitt ved:

$$(C5) \quad \hat{q}_{i\Delta p_j^h}^h = \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{k \neq j} \hat{\gamma}_{ik}^h \ln(p_k^h) OE_k^h + \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h + \Delta p_j^h) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} D_i^h + \hat{\lambda} \ln(p_i^h)$$

Engelastisitet

Den simulerte inntektselastisiteten til energigode i for husholdning h er gitt ved:

$$(C6) \quad \hat{E}_i^h = - \frac{\frac{\Delta \hat{q}_{i\Delta x^h}^h}{\hat{q}_i^h}}{\frac{\Delta x^h}{x^h}},$$

hvor den simulerte endringen i forbruket av energigode i ved en endring i inntekten (Δx^h) er gitt

ved $\Delta \hat{q}_{i\Delta x^h}^h = \hat{q}_{i\Delta x^h}^h - \hat{q}_i^h$, hvor \hat{q}_i^h er gitt ved ligning

(C2), og $\hat{q}_{i\Delta x^h}^h$ er gitt ved:

$$(C7) \quad \hat{q}_{i\Delta x^h}^h = \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) OE_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h + \Delta x^h) \right] \frac{x^h + \Delta x^h}{p_i^h} D_i^h + \hat{\lambda} \ln(p_i^h)$$

Simulering av makroelastisiteter

Ved hjelp av SHE kan vi simulere ulike elastisiteter som er aggregert på en konsistent måte. Den ene formen for makroelastisiteter er en summering av hvordan hver enkelt husholdning endrer sitt forbruk når alle får en endring i priser og/eller inntekt ut fra observert prisnivå (heretter kalt aggregerte elastisiteter). Den andre formen for makroelastisiteter kan beregnes under forutsetning av at alle husholdninger står overfor like priser (heretter kalt markedselastisiteter).

Aggregerte elastisiteter

Den simulerte aggregerte etterspørselen etter gode i ved observerte priser (Q_i^A) er gitt ved summen av forbruket til alle husholdningene, gitt de ulike husholdningenes priser og inntekt:²¹

$$(D1) \quad Q_i^A = \sum_{h=1}^H q_i^h(p_i^h, P_{-i}^h, x^h) v^h,$$

hvor p_i^h er prisen på gode i for husholdning h , P_{-i}^h er en vektor av prisene på alle andre varer enn gode i og x^h inntekten til husholdning h . Alle aggregerte størrelser er veid med husholdningsvekter, v^h (se vedlegg F for en nærmere beskrivelse av vektene).

Den simulerte aggregerte egenpriselastisiteten til energigode i er gitt ved:

$$(D2) \quad \hat{e}_{ii}^A = - \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_i}^A}{\hat{Q}_i^A}}{\frac{\Delta p_i}{p_i}},$$

hvor $\overline{p_i} = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H p_i^h v^h$ er gjennomsnittsprisen på gode i , og $\overline{\Delta p_i} = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta p_i^h v^h$ er gjennomsnittlig endring i prisen på gode i . Den simulerte endringen i totalforbruket av energigode i ved en endring i prisen på gode i er gitt ved $\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_i}^A = \hat{Q}_{i\Delta p_i}^A - \hat{Q}_i^A$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (for observerte priser og inntekt) i SHE er gitt ved:

$$(D3) \quad \hat{Q}_i^A = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) O E_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} + \hat{\lambda} \ln(p_i^h) \right\} v^h,$$

og det simulerte aggregerte forbruket etter en endring i egenprisen er gitt ved:

$$(D4) \quad \hat{Q}_{i\Delta p_i}^A = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j \neq i} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) O E_j^h + \hat{\gamma}_{ii}^h \ln(p_i^h + \Delta p_i^h) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{(p_i^h + \Delta p_i^h)} + \hat{\lambda} \ln(p_i^h + \Delta p_i^h) \right\} v^h$$

Den simulerte aggregerte krysspriselastisiteten for etterspørselen etter energigode i ved en endring i prisen på energigode j ($j \neq i$) er gitt ved:

²¹ Alle disse elastisitetene kan beregnes i all punkter på etterspørselskurven. For enkelhets skyld har vi utelatt toppskrift O i dette vedlegget, siden vi ikke sammenligner elastisiteter i ulike punkter.

$$(D5) \hat{e}_{ij}^A = \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_j^h}^A}{\hat{Q}_i^A}}{\frac{\Delta p_j}{p_j}},$$

hvor $\overline{p_j} = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H p_j^h v^h$ er gjennomsnittsprisen på gode j , og $\overline{\Delta p_j} = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta p_j^h v^h$ er gjennomsnittlig endring i prisen på gode j . Endringen i det simulerte forbruket er gitt ved $\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_j}^A = \hat{Q}_{i\Delta p_j}^A - \hat{Q}_i^A$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (før noen endringer i prisen) er gitt ved ligning (D3), mens det simulerte aggregerte forbruket etter en endring i prisen på gode j er gitt ved:

$$(D6) \hat{Q}_i^A = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{k \neq j} \hat{\gamma}_{ik}^h \ln(p_k^h) O E_k^h + \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h + \Delta p_j^h) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i^h} + \hat{\lambda} \ln p_i^h \right\} v^h.$$

Den simulerte aggregerte inntektselastisiteten til energigode i er gitt ved:

$$(D7) \hat{E}_i^A = \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta X}^A}{\hat{Q}_i^A}}{\frac{\Delta X}{X}},$$

hvor $X = \sum_{h=1}^H x^h v^h$ er samlet aggregert inntekt i husholdningssektoren og $\Delta X = \sum_{h=1}^H \Delta x^h v^h$ er aggregert endring i inntekt. Den simulerte endringen i aggregert forbruk av energigode i er gitt ved: $\Delta \hat{Q}_{i\Delta X}^A = \hat{Q}_{i\Delta X}^A - \hat{Q}_i^A$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (før noen endringer i prisen) er gitt ved ligning (D3), mens det simulerte aggregerte forbruket etter en endring i prisen på gode j er gitt ved:

$$(D8) \hat{Q}_{i\Delta X}^A = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j^h) O E_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h + \Delta x^h) \right] \frac{(x^h + \Delta x^h)}{p_i^h} + \hat{\lambda} \ln(p_i^h) \right\} v^h.$$

Markedselastisiteter

Markedselastisitetene er konsistent aggregerte makroelastisiteter hvor vi forutsetter at alle konsumenter står overfor like priser på alle goder. For å konstruere markedsetterspørsel for husholdningssektoren, må vi simulere etterspørselen til hver enkelt husholdning for like priser, og summere samlet etterspørsel i hvert prispunkt.

Den simulerte egenpriselastisiteten til energigode i for markedsetterspørselen er gitt ved:

$$(D9) \hat{e}_{ii}^M = \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_i}^M}{\hat{Q}_i^M}}{\frac{\Delta p_i}{p_i}}.$$

Her forutsetter vi at alle konsumentene står overfor samme pris på gode i , p_i , og får en lik endring i denne prisen, Δp_i . Den simulerte endringen i totalforbruket av energigode i ved en endring i prisen på gode i er gitt ved $\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_i}^M = \hat{Q}_{i\Delta p_i}^M - \hat{Q}_i^M$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (observerte priser og inntekt) er gitt ved:

$$(D10) \hat{Q}_i^M = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j) OE_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i} + \hat{\lambda} \ln(p_i) \right\} v^h ,$$

og det simulerte aggregerte forbruket ved en endring i egenprisen er gitt ved:

$$(D11) \hat{Q}_{i\Delta p_i}^M = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j \neq i} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j) OE_j^h + \hat{\gamma}_{ii}^h \ln(p_i + \Delta p_i) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{(p_i + \Delta p_i)} + \hat{\lambda} \ln(p_i + \Delta p_i) \right\} v^h$$

Den simulerte Cournot-elastisiteten for markedsetterspørselen etter energigode i ved en endring i prisen på energigode j ($\neq i$) (krysspriselastisiteten) er gitt ved:

$$(D12) \hat{e}_{ij}^M = \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_j}^M}{\hat{Q}_i^M}}{\frac{\Delta p_j}{p_j}} .$$

Endringen i det simulerte forbruket er gitt ved $\Delta \hat{Q}_{i\Delta p_j}^M = \hat{Q}_{i\Delta p_j}^M - \hat{Q}_i^M$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (før noen endringer i prisen) er gitt ved ligning (D10), mens det simulerte aggregerte forbruket etter en endring i prisen på gode j er gitt ved:

$$(D13) \hat{Q}_i^M = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{k \neq j} \hat{\gamma}_{ik}^h \ln(p_k) OE_k^h + \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j + \Delta p_j) + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h) \right] \frac{x^h}{p_i} + \hat{\lambda} \ln p_i \right\} v^h .$$

Den simulerte inntektselastisiteten til energigode i for markedsetterspørselen er gitt ved:

$$(D14) \hat{E}_i^M = \frac{\frac{\Delta \hat{Q}_{i\Delta X}^M}{\hat{Q}_i^M}}{\frac{\Delta X}{X}} ,$$

hvor $X = \sum_{h=1}^H x^h v^h$ er samlet aggregert inntekt i husholdningssektoren og $\Delta X = \sum_{h=1}^H \Delta x^h v^h$ er aggregert endring i inntekt. Den simulerte endringen i aggregert forbruk av energigode i er gitt ved summen av endringer i forbruket til alle husholdningene: $\Delta \hat{Q}_{i\Delta X}^M = \hat{Q}_{i\Delta X}^M - \hat{Q}_i^M$. Det simulerte aggregerte forbruket i basispunktet (før noen endringer i prisen) er gitt ved ligning (D10), mens det simulerte aggregerte forbruket etter en endring i prisen på gode j er gitt ved:

$$(D15) \hat{Q}_{i\Delta X}^M = \sum_{h=1}^H \left\{ \hat{\delta}_i^h + \left[\hat{\alpha}_i^h + \sum_{j=1}^{J_h} \hat{\gamma}_{ij}^h \ln(p_j) OE_j^h + \hat{\beta}_i^h \ln(x^h + \Delta x^h) \right] \frac{(x^h + \Delta x^h)}{p_i} + \hat{\lambda} \ln(p_i) \right\} v^h .$$

Diskusjon av kalibrering

Vi har identifisert mye heterogenitet i etterspørselsstrukturen, men det finnes forskjeller i elektrisitetsforbruk mellom husholdningene som den empiriske modellen vår ikke fanger opp (residualen i estimeringene). Det kan blant annet skyldes at vi ikke har tilstrekkelige indikatorer i datasettet (for eksempel holdninger til energisparing, ønsket innetemperatur, etc.) og at modellspesifikasjonen ikke passer helt (f.eks. forutsetninger om funksjonsform). Siden vi i estimeringene ikke fanger opp all heterogenitet mellom husholdningene som er viktig for å forklare husholdningenes elektrisitetsforbruk (dvs. at den estimerte modellen ikke har full forklaringskraft), vil det predikerte elektrisitetsforbruket for en husholdning avvike fra det observerte forbruket i basispunktet.

En måte å sikre at simulert etterspørsel er lik observert etterspørsel, er å kalibrere nivået på det predikerte elektrisitetsforbruket for en husholdning i basispunktet. I noen mikrosimuleringsmodeller basert på økonometriske estimeringer gjøres dette (se for eksempel Creedy og Kalb, 2005 og Labandeira mfl., 2004), mens i andre modeller har man valgt ikke å kalibrere (se for eksempel Dagsvik og Strøm, 2006 og Aaberge mfl., 2000). Vi vil nå diskutere hvilke konsekvenser multiplikativ og additiv kalibrering får for tolkningene av de simulerte resultatene.

Multiplikativ kalibreringsfaktor

Den multiplikative kalibreringsfaktoren for husholdning hs forbruk av energigode i er gitt som forholdet mellom observert forbruk av energigode i og predikert forbruk i basispunktet ($O=b$):

$$(E1) \kappa_i^h = \frac{q_i^{hb}}{\hat{q}_i^{hb}},$$

hvor q_i^{hb} er observert verdi for husholdning hs forbruk av energigode i i basispunktet og \hat{q}_i^{hb} er det predikerte forbruket i basispunktet (se ligning C2). Dersom man velger å kalibrere med en multiplikativ kalibreringsfaktor, vil simulert forbruk av gode i for husholdning h i et hvilket som helst punkt O , \tilde{q}_{ik}^{hO} , være gitt ved:

$$(E2) \tilde{q}_{ik}^{hO} = \hat{q}_i^{hO} \kappa_i^h.$$

Ligning (E2) innebærer at det simulerte forbruket er lik det observerte forbruket i basispunktet ($O=b$), og at kalibreringsfaktoren er lik i alle punkter på etterspørselskurven.

Additiv kalibreringsfaktor

Dersom man velger å benytte en additiv kalibreringsfaktor i simuleringen av husholdning hs forbruk av energigode i , vil denne være gitt ved differansen mellom observert forbruk av energigode i og predikert forbruk i basispunktet:

$$(E3) \rho_i^h = q_i^{hb} - \hat{q}_i^{hb},$$

hvor q_i^{hb} er observert verdi for husholdning hs forbruk av energigode i i basispunktet og \hat{q}_i^{hb} er det predikerte forbruket i basispunktet (se ligning C2). Simulert forbruk av gode i for husholdning h i ethvert punkt O ved bruk av den additive kalibreringsfaktoren, \tilde{q}_{ip}^{hO} , er gitt ved:

$$(E4) \tilde{q}_{ip}^{hO} = \hat{q}_i^{hO} + \rho_i^h.$$

Ligning (E4) innebærer at det simulerte forbruket er lik det observerte forbruket i basispunktet ($O=b$), og at kalibreringsfaktoren er lik i alle punktene på kurven.

Sammenligning av multiplikativ og additiv kalibreringsfaktor

Både den multiplikative og den additive kalibreringsfaktoren gir likhet mellom simulert elektrisitetsforbruk og observert forbruk i basispunktet for hver husholdning. Tolkningen av simuleringene blir imidlertid forskjellige.

Ved *multiplikativ* kalibrering antar vi at den feilen vi gjør i prediksjonen av forbruket er proporsjonal med forbruket, uavhengig av bl.a. priser og inntekt. Det innebærer at dersom forbruket er 10 prosent overpredikert i basispunktet, vil det være 10 prosent overpredikert i alle punkter på etterspørselskurven, uavhengig av hvor mye priser eller inntekt endrer seg. Det innebærer igjen at en pris- eller inntektsendring, fra basispunktet til et nytt punkt, påvirker forbruket utover de effektene som fanges opp i estimeringen. En multiplikativ kalibrering impliserer derfor at den estimerte etterspørselsstrukturen ikke fanger opp alle effekter på etterspørselen av alle inkluderte forklaringsvariable, dvs. priser, inntekt, areal osv.

Den *additive* kalibreringsfaktoren er definert som residualen i de økonometriske estimeringene, målt i kWh. Det innebærer at vi kan tolke den additive kalibreringsfaktoren som den delen av forbruket som ikke forklares av priser, inntekt og andre husholdningskarakteristika som er med i estimeringene. Siden kalibreringsfaktoren er additiv, vil det medføre at vi legger til et gitt antall kWh uavhengig av priser og

inntekt. Det impliserer en forutsetning om at det *ikke* finnes noen effekter av priser, inntekt og de andre inkluderte variablene som ikke er fanget opp i de estimerte koeffisientene, og at kalibreringsfaktoren, dvs. den uforklarte delen av forbruket (residualen), kun er en ytterligere justering av forbruksnivået.

Additiv kalibrering innebærer en forutsetning om at ikke noe av feilprediksjonen skyldes priser, inntekt og andre inkluderte forklaringsvariable. Multiplikativ kalibrering innebærer en forutsetning om at noe av feilprediksjonen kan tilskrives de inkluderte forklaringsvariablene. En tolkning er at det eksisterer utelatte variable som er korrelert med inkluderte variable (priser, inntekt og husholdnings- og bolig-karakteristika) på en slik måte at alle de inkluderte variable feilpredikerer med samme prosent.

Konsekvenser av å kalibrere

Vi har valgt ikke å kalibrere simuleringene i SHE. Årsaken er at både en additiv og en multiplikativ kalibrering vil føre til at simulert forbruk ikke er forventningsrette prediksjoner av forbruket. For å se dette vil vi diskutere prediksjonsfeilen i de to tilfellene, samt i tilfellet hvor vi ikke kalibrerer.

Prediksjonsfeilen i tilfellet hvor vi ikke kalibrerer, dvs. feilen vi gjør ved å bruke prediksjonen i ligning (3.2) som simulert verdi for forbruket i ligning (3.1), er gitt ved: $\hat{\varepsilon}_i^{hO} = q_i^{hO} - \hat{q}_i^{hO}$. Forventningen til denne prediksjonsfeilen er lik forventningen til restleddet i prediksjonen, som er forutsatt lik null:

$E(\hat{\varepsilon}_i^{hO}) = E(\varepsilon_i^{hO}) = 0 \quad \forall O$. Av det følger at

prediksjonen i (3.2) er et forventningsrett estimat for forbruk i ligning (3.1) for ethvert punkt på etterspørselskurven.

Prediksjonsfeilen i tilfellet ved *multiplikativ* kalibrering er gitt ved: $\hat{\varepsilon}_{ik}^{hO} = q_i^{hO} - \hat{q}_i^{hO} \kappa_i^h$. Denne er null i basispunktet, men i alle andre punkter har den en verdi forskjellig fra null. Forventningen til denne prediksjonsfeilen avviker fra null:

$E(\hat{\varepsilon}_{ik}^{hO}) = E(\hat{q}_i^{hO} + \hat{q}_i^{hO} (1 - \kappa_i^h)) = E(\hat{q}_i^{hO} (1 - \kappa_i^h)) \neq 0 \quad \forall O, \kappa_i^h \neq 1$.

En multiplikativ kalibrering gir dermed ikke en forventningsrett prediksjon av det simulerte forbruket. Prediksjonsfeilen ved en *additiv* kalibrering er gitt ved:

$\hat{\varepsilon}_{ip}^{hO} = q_i^{hO} - (\hat{q}_i^{hO} + \rho_i^h)$. Som ved multiplikativ

kalibrering er denne lik null i basispunktet og forskjellig fra null i alle andre punkter. Forventningen til denne prediksjonsfeilen avviker også fra null:

$E(\hat{\varepsilon}_{ip}^{hO}) = E(\hat{q}_i^{hO} - \rho_i^h) = -E(\rho_i^h) \neq 0, \forall \rho_i^h \neq 0$. Vi ser

at prediksjonsegenskapene ved en additiv kalibrering er uavhengig av hvilket punkt en befinner seg i, mens det ikke er tilfelle ved en multiplikativ kalibrering. Det innebærer at forventningen til prediksjonsfeilen ved multiplikativ kalibrering er avhengig av nivået på forklaringsvariablene. Siden både en multiplikativ og

en additiv kalibrering introduserer skjevheter i prediksjonene, bruker vi kun de predikerte verdiene i ligning (3.2) til å simulere forbruket til enkelthusholdninger.

Vedlegg F

Kilder til usikkerhet og mulige utvidelser av modellen

Det er flere kilder til usikkerhet i resultatene fra SHE. For det første er det usikkerhet knyttet til å benytte resultater fra et mindre utvalg av husholdninger på populasjonen. Utvalget kan være skjevt fordi sannsynligheten for å trekkes varierer mellom husholdninger eller fordi frafallet er større i noen typer husholdninger enn i andre. Utvalgsskjevheter innebærer at bestemte husholdningsgrupper er over- eller underrepresentert i utvalget i forhold til populasjonen som helhet. Utvalget i SHE er basert på utvalget i Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser for 1993-95, hvor enkeltindivider ble trukket på basis av folkeregisteret. Det medfører at store husholdninger hadde en høyere sannsynlighet for å bli trukket enn mindre husholdninger. I tillegg har det vist seg at enpersonhusholdninger har større frafallssannsynlighet enn flerpersonehusholdninger (se Belsby, 2003). Dette medfører at sammensetningen av husholdninger i utvalget avviker fra sammensetningen av husholdninger i populasjonen (for få enpersonhusholdninger og for mange store husholdninger). Vi har derfor valgt å veie estimeringene og simuleringene i SHE slik at fordelingen i utvalget samsvarer bedre med fordelingen i populasjonen.

I SHE har vi korrigert både estimeringer og simuleringer ved å beregne vekter for hver enkelt husholdning avhengig av husholdningsstørrelsen. Vektene er beregnet ved forholdet mellom andelen husholdninger i de ulike gruppene for antall personer i vårt utvalg og tilsvarende andeler i populasjonen (husholdningssektoren). Tabellene F.1 - F.3 viser disse andelen i populasjonen og i utvalget og de beregnede husholdningsvektene. Andelen i populasjonen er beregnet ved hjelp av interpolasjon (jevn prosentvis vekst) av antall husholdninger i de ulike gruppene for antall personer fra Folke- og boligtellings 1990 og 2001. Tabellen viser for eksempel at en enpersonhusholdning i utvalget for 1993 får vekt 3,07 mens en firepersonhusholdning får vekt 0,56. Dette skyldes at vi i det uveide utvalget har 207 prosent for få enpersonhusholdninger, mens vi har 44 prosent for mange firepersonhusholdninger i forhold til populasjonen.

Tabell F.1. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1993

Antall personer i husholdningen	Andel i populasjonen (%)	Andel i utvalget (%)	Husholdningsvekt
1	35,2	11,5	3,07
2	26,5	25,8	1,03
3	14,8	19,5	0,76
4	15,3	27,2	0,56
5 og over	8,2	15,9	0,51
Sum	100	100	

Tabell F.2. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1994

Antall personer i husholdningen	Andel i populasjonen (%)	Andel i utvalget (%)	Husholdningsvekt
1	35,5	8,7	4,07
2	26,6	24,8	1,07
3	14,6	21,9	0,67
4	15,1	28,1	0,54
5 og over	8,2	16,5	0,49
Sum	100	100	

Tabell F.3. Husholdningsvekter basert på antall husholdningsmedlemmer i populasjon og utvalg. 1995

Antall personer i husholdningen	Andel i populasjonen (%)	Andel i utvalget (%)	Husholdningsvekt
1	35,8	10,7	3,34
2	26,7	24,1	1,11
3	14,5	21,2	0,68
4	14,8	27,6	0,54
5 og over	8,1	16,4	0,50
Sum	100	100	

Vi er videre ikke i stand til å observere og identifisere alle forhold som er av betydning for husholdningenes elektrisitetsforbruk. Det resulterer i at simulert forbruk for den enkelte husholdning i basisåret ikke stemmer overens med faktisk observert forbruk. I mange simuleringer har man valgt å kalibrere resultatene slik at faktisk forbruk blir lik observert forbruk. Vi har valgt ikke å gjøre det i SHE. En nærmere diskusjon av kalibrering er gitt i vedlegg E.

SHE er basert på en modell som er estimert på et utvalg husholdninger med bestemte kjennetegn. Vi gjør simuleringer av effekten på etterspørselen etter elektrisitet i tilfellet med andre priser enn hva som er grunnlaget for estimeringene. Vi forutsetter da at modellen er gyldig også i dette tilfellet, men det bringer inn ytterligere usikkerhet fordi det kan tenkes at f.eks. funksjonsformen ville vært annerledes om vi hadde estimert med slike høye priser. Vi har imidlertid ikke tilgang til data for år med høye priser og kan dermed ikke teste betydningen av dette.

Det er relativt vanlig å utelate enkelte observasjoner i datasettet fra analysene. Dette gjelder spesielt observasjoner i endene av fordelingen, som for eksempel husholdninger med svært lav(t)/høy(t) inntekt eller forbruk. Begrunnelsen for å utelate slike observasjoner er at det gjør resultatene mer robuste, siden ekstremobservasjoner gjør variansen større og kan ha stor innflytelse på resultatene. Det er ikke uproblematisk å utelate husholdninger fra analysene, verken metodisk eller etisk sett. Det er mulig å korrigere estimeringene ved å benytte analysemetoder for trunkerte eller sensurerte data. Atypiske

husholdninger eksisterer imidlertid i populasjonen. Vi har derfor valgt å beholde alle husholdninger i både estimeringene og simuleringene, siden vårt mål er å beskrive hele husholdningssektorens forbruk så godt som mulig.

SHE er basert på data for et begrenset antall år (1993, 1994 og 1995). Vi har dermed ingen observasjoner av hvordan husholdninger tilpasser forbruket sitt i situasjoner med større prisvariasjoner fra år til år, som vi har hatt de senere årene. Det vil gjenspeile seg i de estimerte mikroetterspørselsstrukturene. Det kan også tenkes at strukturen i forbruket er endret siden midten av 1990-tallet på en slik måte at det påvirker pris- og inntektsresponsen i etterspørselen, f.eks. på grunn av endringer i energieffektiviteten på det elektriske utstyret, mer bruk av alternative energikilder som varmepumper og fjernvarme, større prisbevissthet og tilpasningsmuligheter gjennom kontraktsvalg. Dette er forhold som kan påvirke pris- og inntektsfølsomheten til husholdningene. Det vil i sin tur påvirke heterogeniteten i responsen mellom husholdningene. Vi ønsker i vårt videre arbeid å utvide utvalget i modellen med flere årganger av forbruksundersøkelsen for å fange opp eventuelle endringer av denne typen.

SHE er estimert på bakgrunn av et tverrsnitt av husholdninger. For å kunne tolke parameterne i estimeringer på tverrsnittsdata som et resultat av adferd (adferdsparametre), må man forutsette at variasjonen i forbruk mellom husholdninger med ulik pris (tverrsnittsvariasjonen), alt annet likt, gjenspeiler forbruksendring for en husholdning når prisen endres. Bak dette ligger det en del forutsetninger som ikke nødvendigvis er oppfylt. For bedre å kunne tolke resultatene fra SHE vil vi innenfor prosjektet "Energisparepotensialet i norske husholdninger", finansiert over NFRs Renergi-program, teste hvorvidt disse forutsetningene er oppfylt, samt diskutere eventuelle tolkningsproblemer dersom de ikke er oppfylt.

Videre er estimeringene gjennomført på årsdata, og ikke på data med finere tidsoppløsning (for eksempel dag til dag). Dersom det er sesongvariasjon i pris- og inntektsresponsen til den enkelte husholdning mellom ulike årstider, for eksempel som følge av varierende grad av sesongvariasjon i elastisiteter til ulike formål (oppvarming, vasking, vannvarming, hvitevareforbruk), vil dette også kunne medføre aggregeringsproblemer i regresjoner på årsdata. Innenfor det samme NFR-prosjektet vil vi teste hvilke aggregeringsproblemer slike årsvariasjoner kan få for tolkningen av våre analyser.

Vi ønsker også å beskrive langtidseffektene av mer permanente endringer i relative energipriser, gjennom å modellere hvordan endringer i energiprisene påvirker husholdningenes investeringer i nytt

oppvarmingsutstyr og i nye elektriske husholdningsapparater. Endringen i energieffektiviteten som dette medfører kan være viktig for endringer i pris- og inntektsfølsomheten over tid.

I vårt videre arbeid med SHE skal vi utforme en aggregert versjon av modellen, se Halvorsen og Larsen (2006 og 2007). Siden SHE kan aggregere konsistent over husholdninger, kan man stille spørsmål om hvorfor vi ønsker å lage en aggregert versjon. Hovedformålet med en aggregert versjon er å kunne simulere effektene av ulike forklaringsfaktorer for den historiske utviklingen i forbruket og ulike scenarier for fremtidig elektrisitetsforbruk. SHE er basert på informasjon for 3500 husholdninger om blant annet priser, inntekt, utstyrsbeholdning og husholdningskarakteristika. Siden vi ikke har historiske data for slike variable for husholdningene i utvalget vårt, vil modellen være mindre egnet til å si noe om den historiske utviklingen i elektrisitetsforbruket. Vi kan i prinsippet simulere utviklingsbaner fremover, men det blir vanskelig å forholde seg til en modell som krever eksogene anslag for mange variable for hver enkelt husholdning over hele tidsforløpet. Hvordan man fordeler utviklingstrendene på enkelthusholdninger vil også kunne påvirke resultatene fra slike simuleringer. Vi ønsker derfor å lage en konsistent aggregert versjon av SHE-modellen, som kun krever informasjon om utviklingen i gjennomsnitt og spredning i populasjonen til den variabelen man ønsker å analysere effekten av. En slik modell vil også kunne gi informasjon om etterspørselsforhold som vil være relevante for vurderinger av etterspørselen i makromodeller.

Vedlegg G

Utrekning av absolutt aggregeringsfeil

Den aggregerte forbruksresponsen av en økning i el-avgiften på Δp_i for alle husholdninger, når vi bruker henholdsvis gjennomsnittlig mikroelastisitet og den aggregerte elastisiteten, er gitt ved: $\overline{\Delta Q_{ip_i}} = \overline{e_{ii}} \frac{\Delta p_i Q_i}{p_i}$

og $\Delta Q_{ip_i}^A = e_{ii}^A \frac{\Delta p_i Q_i}{p_i}$, hvor $\overline{p_i} = \frac{1}{H} \sum_h p_i^{hO} v^h$,

$Q_i = \sum_h q_i^h v^h$ og $\Delta Q_i = \sum_h \Delta q_i^h v^h$. Disse to

forbruksendringene vil generelt være forskjellige når husholdningene står overfor ulike priser og har ulik forbruksrespons.

hvor Δx er økning i inntekten og $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_h x^h v^h$ er

gjennomsnittsinntekten. Vi ser av ligning (G3) at det er kun ved å bruke den aggregerte elastisiteten at simulert aggregert forbruksendring er lik summen av forbruksendringene til alle husholdningene:

$$\Delta Q_{ix}^A = \sum_h \Delta q_i^h v^h = \Delta Q_i$$

Vi vil dermed forvente å gjøre en aggregeringsfeil dersom vi ikke har informasjon om den aggregerte elastisiteten i beregningen av aggregert forbruksrespons av politikktiltak.

(G1)

$$\overline{\Delta Q_{ip_i}} = \left[\frac{1}{H} \sum_h v^h \left(\frac{\Delta q_i^h p_i^h}{\Delta p_i^h q_i^h} \right) \right] \frac{\Delta p_i Q_i}{p_i} \neq \left(\frac{\Delta Q_i}{\Delta p_i} \frac{\overline{p_i}}{Q_i} \right) \frac{\Delta p_i Q_i}{p_i} = \Delta Q_{ip_i}^A$$

Vi ser av ligning (G1) at forbruksendringen beregnet ved hjelp av den aggregerte elastisiteten reduseres til aggregert forbruksendring for alle husholdningene

($\Delta Q_{ip_i}^A = \sum_h \Delta q_i^h v^h = \Delta Q_i$), som er det vi ønsker å

beregne. Vi ser også at dette ikke er tilfelle dersom man bruker gjennomsnittlig mikroelastisitet, siden vi ikke kan forkorte i teller og nevner. Differansen mellom de to forbruksestimatene er et anslag på aggregeringsfeilen i absolutt forstand:

$$(G2) F_Q = \overline{\Delta Q_{ip_i}} - \Delta Q_{ip_i}^A = (\overline{e_{ii}} - e_{ii}^A) \frac{\Delta p_i Q_i}{p_i}.$$

Tilsvarende vil gjelde for effekter på forbruket av endret inntekt, hvor forskjellen i simulert aggregert forbruksendring mellom de to metodene er gitt ved:

(G3)

$$\overline{\Delta Q_{ix}} = \left[\frac{1}{H} \sum_h \left(\frac{\Delta q_i^h x^h}{\Delta x q_i^h} \right) \right] \frac{\Delta x Q_i}{\bar{x}} \neq \left(\frac{\Delta Q_i}{\Delta x} \frac{\bar{x}}{Q_i} \right) \frac{\Delta x Q_i}{\bar{x}} = \Delta Q_{ix}^A$$

Limdep-program for estimering og simulering av SHE

Estimering av husholdningenes elektrisitetsforbruk

```

MINIMIZE
; lables = a10 , a11 ,
t113 , t114, t115, t116 ,
    t11, t12, t13, t14, t15,
    t16, t17, t18, t19, t110, t111, t112,
t117, t118, t119,
    t10 , t1a ,
    t1p1,
    t1s2, t1s3,
    g110, g111, g112, g113,
    g120, g121, g122,
    g130,
    g140, g141, g142, g143,
    b10 , b11, b12 , b13 ,

    ss10, ss11, ss12, ss13

? Startverdier på parameterne
; start = 0.06,-0.09,
0.02, 0.02,-0.01,-0.01,
    0.01, 0.01, 0.01, 0.01, 0.02,
    0.00,-0.04, 0.03,-0.01, 0.01, 0.00, 0.00,
    0.00, 0.00, 0.00,
    0.38, 0.00,
    -0.09,
    -0.02,-0.06,
    -0.01, 0.00, 0.00, 0.00, ?0.00,
    -0.01, 0.00, 0.00,
    0.00,
    0.01,-0.00, 0.00,-0.00,
    -0.04, 0.00, -0.01, 0.04,

    -3.15, 0.03, 0.00,-0.06

; maxit = 500

? Forventede forbruksligninger
; Fcn =
a1 = a10 + a11*blokk
| g11 = g110 + g111*kunel + g112*vaanhus + g113*subst
| g12 = g120 + g121*gd + g122*elkap
| g13 = g130
| g14 = g140 + g141*dbi + g142*avedovn + g143*hoved
| b1 = b10 + b11*vaanhus + b12*blokk + b13*ainnt

| qt11 = t1p1*log(p1)
| qt12 = t10
+ t1s2*sp2 + t1s3*sp3 + t1a*nareal
+ t11*avask + t12*aoppvask + t13*atork + t14*efrys + t15*ekomf
+ t16*alderhp + t17*fsf + t18*sfe + t19*sp4 + t110*avkabel
+ t111*sqr(apers) + t112*hoel + t113*eb + t114*hytte + t115*flyttet
+ t116*leier + t117*substkap + t118*aelovn + t119*avedovn

| my1 = (qt11 + qt12) + (a1 + g11*lp1 + g12*lp2*sp2 + g13*lp3*sp3 + g14*lp4*sp4 + b1*lb10) *bi10/p1
| s1 = exp(ss10 + ss11*apers + ss12*nareal + ss13*okap)

| fy1 = n01((y01/p1-my1)/s1)/s1

? Likelihoodfunksjonen (-log(L))
| - vekt*log(fy1)*dul
$

```

Simulering av husholdningenes elektrisitetsforbruk

```

Create ; ha1 = (a10 + a11*blokk
; hg11u = (g110 + g111*kunel + g112*vaanhus + g113*subst )
; hg12 = (g120 + g121*gd + g122*elkap ) *sp2
; hg13 = (g130 ) *sp3
; hg14 = (g140 + g141*dbi + g142*avedovn + g143*hoved ) *sp4
; hb1 = (b10 + b11*vaanhus + b12*blokk + b13*ainnt )
; hqt11 = t1p1*log(p1)
$

Create ; hq = t10 + t1s2*sp2 + t1s3*sp3 + t1a*nareal
+ t11*avask + t12*aoppvask + t13*atork + t14*efrys + t15*ekomf
+ t16*alderhp + t17*fsf + t18*sfe + t19*sp4 + t110*avkabel
+ t111*sqr(apers) + t112*hoel
$

create; hqt12u = hq + t113*eb + t114*hytte + t115*flyttet + t116*leier
+ t117*substkap + t118*aelovn + t119*avedovn
$

create
; hmy1 = ((ha1 + hg11u*lp1 + hg12*lp2*sp2 + hg13*lp3*sp3 + hg14*lp4*sp4 + hb1*lb10)*bi10/p1
+ (hqt11 + hqt12u))*1000*100 ?*100 er fra øre til kr og 1000 er pga. utgift i 1000 kr
$

? Predikerer forbruk for nullutgiftene

create; x1 = y1*100/p1
$

create; if (x1 = 0) hmy1 = hqt12u*1000*100
$

create; x1b = hmy1
$

dstat; rhs = x1, x1b
; wts = vekt
$

```